

مركز البحوث والدراسات

الإحصاء اللامعلمي

خطوة بخطوة

تأليف
جريجوري كوردر
ديل فورمان

ترجمة
د. وسيم بن سلمان النصير

راجع الترجمة
د. ملفي بن عيادة الرشيدي

بسم الله الرحمن الرحيم



مركز البحوث والدراسات

الإحصاء اللامعلمي
خطوة بخطوة

تأليف
جريجوري كوردر
ديل فورمان

ترجمة
د. وسيم بن سلمان النصير

راجع الترجمة
د. ملفي بن عيادة الرشيدي

١٤٤١هـ - ٢٠٢٠م

بطاقة الفهرسة

ⓗ معهد الإدارة العامة، ١٤٤١هـ

فهرسة مكتبة الملك فهد الوطنية أثناء النشر

كوردر، جريجوري

الإحصاء اللامعلمي: خطوة بخطوة. جريجوري كوردر؛ ديل فورمان؛

د. وسيم بن سلمان النصير؛ د. ملفي بن عيادة الرشيدي.

الرياض، ١٤٤١هـ

٤٣٢ ص؛ ١٧×٢٤سم

ردمك: ٦-٢٦-٨٢٧٦-٦٠٣-٩٧٨

١- الإحصاء أ. فورمان، ديل (مؤلف مشارك) ب. النصير، وسيم بن سلمان (مترجم) ج. الرشيدي، ملفي بن عيادة (مراجع) د. العنوان

ديوي ٥١٩,٥ ١٤٤١/١١٦٠٨

رقم الإيداع: ١٤٤١/١١٦٠٨

ردمــــــك: ٦-٢٦-٨٢٧٦-٦٠٣-٩٧٨

هذه ترجمة لكتاب:

Nonparametric Statistics

A Step-by-Step Approach

Second Edition

Gregory W. Corder   Dale I. Foreman



المحتويات	الصفحة

المحتويات		الصفحة

المحتويات	الصفحة

المحتويات	الصفحة

المحتويات	الصفحة

المحتويات	الصفحة

الصفحة	المحتويات

المحتويات	الصفحة

المحتويات	الصفحة

المحتويات	الصفحة

تمهيد:

تحتاج العلوم الاجتماعية والسلوكية والصحية إلى الإمكانات المتوفرة في الإحصاء اللامعلمي (Nonparametric Statistics) لإتمام البحوث المتعلقة بها، حيث إن كثيراً من الدراسات في هذه الحقول تتضمن بيانات اسمية (Nominal) أو رتبية (Ordinal). وفي بعض الأحيان لا تُحقِّق البيانات الفترية (Interval) في هذه الحقول الافتراضات اللازمة لوصفها بالطبيعية (Normal). في مثل هذه الحالات تكون اختبارات الإحصاء اللامعلمي مفيدةً لتحليل هذا النوع من البيانات.

الهدف من هذا الكتاب:

يهدف هذا الكتاب إلى عرض الجانب المفاهيمي وكذلك الإجرائي للإحصاء اللامعلمي. وقد أُلِّفَ هذا الكتاب بحيث يستطيع القارئ الذي لا يمتلك خلفية رياضية عميقة من فَهْم الخطوات الضرورية ومتابعتها لإجراء الاختبارات الإحصائية التي يتناولها الكتاب، بالإضافة إلى مناقشة القرار النهائي لكل اختبار إحصائي. كل فصل من هذا الكتاب يعرضُ للقارئ مثالاً توضيحياً بدءاً من عرض الفرضيات الأولية مروراً بالعمليات والإجراءات الإحصائية وانتهاءً بالقرار النهائي المتعلق بالفرضية، ويتبع الأمثلة تحليل إحصائي مُفصَّل باستخدام البرنامج الحاسوبي SPSS. أخيراً يعرض الكتاب الأدبيات البحثية التي تستخدم الاختبارات الإحصائية اللامعلمية ذات العلاقة.

المستفيدون من هذا الكتاب:

بالرغم من أن هذا الكتاب ليس مُوجَّهاً لشريحة معينة، إلا أنه قد كُتِب ليناسب طلاب الدراسات العليا وكذلك المرحلة الجامعية في تخصصات العلوم الاجتماعية. وكما أُشير سابقاً، فإنه بالرغم من أن الكتاب يناسب الطلاب الذين لا يملكون خلفية رياضية قوية؛ فإنه يمكن استخدامه لمجموعة مختلطة من الطلاب الذين يملكون خلفية رياضية متقدمة، والطلاب الذين لا يملكون إلا القليل منها.

مزايا هذا الكتاب:

إن الكتب المتوفرة التي تتناول الجانب التطبيقي والعملي لتدريس الإحصاء اللامعلمي تعتبر قليلة حالياً، حيث إن معظم الكتب تميل للجانب النظري في شرح وتوضيح هذه الإحصاءات؛ وهو ما يجعل الطلاب بعيدين عن استخدام وتطبيق هذه الأساليب، وبحاجة لمادة إضافية تجعلهم قادرين على تطبيق الإحصاءات التي يتعلمونها.

نأمل ونتوقع أن يقدم هذا الكتاب للطلاب منهجاً متماسكاً لإجراء الأساليب الإحصائية اللامعلمية مع تطبيقاتها وتفسيراتها. ولقد قمنا باختيار هذه الأساليب الإحصائية اللامعلمية على وجه التحديد لما وجدناه من أنها تمثل أساليب التحليل النمطية في بحوث العلوم الاجتماعية. إننا نأمل أيضاً أن يتعلم الطلاب هذا المحتوى المعروض في هذا الكتاب بثقة تجعلهم قادرين في المستقبل على التطبيق بنجاح.

بالإضافة إلى هذا، ومع أن كل اختبار إحصائي يتضمن جزءاً توضيحياً لشرح كيفية استخدام البرنامج الحاسوبي SPSS؛ فإن الكتاب تمَّ تنظيمه وعرضه ليتضمن أيضاً إرشاداتٍ فعالةً عن الأساليب الإحصائية اللامعلمية للأشخاص بصرف النظر عن إمكانية امتلاك هذا البرنامج الحاسوبي. ولهذا فإن الأساتذة (والطلاب) يستطيعون التركيز على تعلُّم الاختبارات باستخدام الآلة الحاسبة أو SPSS أو باستخدامهما معاً.

ملاحظة للطالب:

لقد قمنا بكتابة هذا الكتاب وأنت في الحسبان. ولدى كل واحد منا رصيد كبير من الخبرة في العمل مع طلاب مثلك تماماً. ومن خلال تلك الفترة الزمنية أصبحت لدينا قناعة مبنية على الخبرة بأن معظم الناس من خارج تخصصات الرياضيات أو العلوم يجدون صعوبةً ويشعرون بالرهبة من الإحصاء. من جهة أخرى، وجدنا أنه حينما يتم شرح الإجراءات الإحصائية بطريقة واضحة وخطوة بخطوة؛ فباستطاعة أي أحد استخدامه تقريباً.

يبدأ هذا الكتاب بمقدمة مختصرة (الفصل الأول)، ومن ثَمَّ يتبعه شرح لكيفية إجراء الخطوة المهمة المتمثلة في فحص مدى توزيع البيانات لديك طبيعياً (الفصل

الثاني). تُسلِّط الفصول اللاحقة (الفصول من الثالث إلى التاسع) الضوءَ على عدد من الإجراءات الإحصائية اللامعلمية، وفي كل فصل من هذه الفصول يتم التركيز على نوع مُحدَّد من حالة المتغيرات و/ أو العينة.

وقد نُظِّمت الفصول من الثالث إلى التاسع بطريقة مشابهة، حيث يتم في كل فصل شرح الطرق الإحصائية التي تضمنها ذلك الفصل. كل اختبار إحصائي يتم شرحه خطوة بخطوة باستخدام مسألة واحدة على الأقل عن نوع من العينات (في بعض الحالات يتم استخدام مزيد من المسائل لعينات مختلفة حينما يكون الإجراء الإحصائي مختلفاً بين العينات الكبيرة والصغيرة الحجم). وبعد ذلك يتم شرح هذه المسائل وتوضيحها باستخدام البرنامج الحاسوبي SPSS، وسواء استخدم المُحاضِر SPSS أو لم يستخدمه، فإن هذا الجزء يُعتبر فرصة لتعلُّم استخدام SPSS. ونقوم قبل نهاية كل فصل بتحديد أمثلة للاختبارات الإحصائية في بعض البحوث المنشورة. أخيراً، نقوم في نهاية كل فصل بعرض عينة من التمارين مع الحلول.

لكي تتعلم الإحصاء اللامعلمي، فإننا نُشجِّعك بقوة لفهم عينة المسائل وحلها. وفيما بعدُ، وباستخدام هذه العينة من المسائل كمرجع، ينبغي عليك القيام بحل التمارين الموجودة في نهاية كل فصل مع بعض البيانات الإضافية.

الجديد في الطبعة الثانية:

عند كتابة الطبعة الثانية من هذا الكتاب اغتنمنا الفرصة لإعادة صياغة وزيادة تفاصيل بعض الأجزاء. تعتمد التغييرات التي أدخلناها على ملاحظات القرَّاء والمراجعين.

لقد طلبنا من عدد من طلاب الدراسات العليا وكذلك المرحلة الجامعية تزويدنا بملاحظاتهم عن الفصلين الأول والثاني، ووفقاً لمقترحاتهم قُمنا بإدخال تعديلات طفيفة على الفصل الأول ليكون مفهوماً بشكل أفضل. وفي الفصل الثاني قُمنا بزيادة تفاصيل الجزء المتعلق بوصف اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة (Kolmogorov - Smirnow K-S test for one sample).

بعد فحص الكتب الدراسية الحالية في الإحصاء والأوراق العلمية الجديدة، قرَّرنا إضافة اختبارين إحصائيين. لقد أضفنا اختبار الإشارة (Sign Test) في

الفصـــل الثـالـث واختبـار كولموقروف ســـميرنوف لعينتين (Kolmogorov-Smirnow K-S for two samples) في الفصل الرابع. أيضاً قُمنا بإضافة نقاش عن قوة الاختبارات الإحصائية في الفصل الثالث بناءً على طلب بعض المحاضرين الذين استخدموا كتابنا في تدريس مقرراتهم الدراسية.

حيث إنه صــدرت عدة نسـخ تطويرية للبرنامج الحاسـوبي SPSS منذ صــدور الطبعة الأولى من كتابنا؛ فإنه تمَّ تحديث الإرشـــادات وصـــور الشـــاشـــات لبرنامج SPSS في الطبعة الحالية من هذا الكتاب، وتحديداً فإن التغييرات التي تمَّ إدخالها تتوافق مع برنامج SPSS في نسخته 21.

لقد أضــفنا أيضــاً أدوات على شــبكة الإنترنت لغرض دعم النسـخة الجديدة من كتابنا. عند زيارة الموقع الإلكتروني للناشر والخاص بدعم الكتاب ستجد رابطاً لقناة اليوتيوب التي تتضــمن تسـجيل أفلام فيديو. هذه الأفلام، وبعرض صــور شــاشــات SPSS مدعومة بالصـوت، تُوضِّح كيفية اسـتخدام هذا البرنامج لإجراء الاختبارات الإحصـــائية التي تضـــمنها هذا الكتاب. بالإضـــافة إلى هذا، فإن الموقع الإلكتروني للناشر والخاص بالدعم يتضمن رابطاً إلكترونياً لـــــ "شجرة القرار" والتي تساعد المســـتخدمين على تحديد الاختبار الإحصـــائي المناســـب. تمَّ تنظيم شـــجرة القرار باســـتخدام برنامج Prezi، والفروع متصـــلة برابط لقناة اليوتيوب التي تتضـــمن تسجيلاً لأفلام الفيديو التوضيحية.

جريجوري كوردر

ديل فورمان

جدول المتغيرات

الرموز الإنجليزية:

C	عدد الأعمدة في الجدول التوافقي؛ عدد الأنواع
C_F	تصحيح تساوي الرتب (Ties Correction) لاختبار فريدمان
C_H	تصحيح تساوي الرتب (Ties Correction) لاختبار كروسكال واليس H
$D, \tilde{D}$	الاختلافات بين القيم في التوزيعات التكرارية التراكمية
D_i	الفرق بين حدي زوج الرتب
df	درجة الحرية
f_e	التكرار المتوقَّع
f_o	التكرار المحسوب
$\hat{f}_r$	قيمة التكرار التجريبي
F_r	إحصاء اختبار فريدمان
g	عدد المجموعات المتساوية للمتغير
h	تصحيح الاتصال
H	إحصاء اختبار كروسكال واليس
H_A	الفرضية البديلة
H_o	الفرضية الصفرية

k	عدد المجموعات
M	نقطة المنتصف في العينة
n	حجم العينة
N	مجموع عدد القيم في الجدول التوافقي
p	الاحتمال
p_i	نسبة النوع إلى جميع الأنواع
r_b	معامل ارتباط ثنائي التسلسل للعينة
r_{pb}	معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي للعينة
r_s	معامل ارتباط سبيرمان للرتب للعينة
R	عدد التتابعات، عدد الصفوف في الجدول التوافقي
R_i	مجموع الرتب لعينة محددة.
s	الانحراف المعياري للعينة
S_k	الالتواء
SE	الخطأ المعياري
t	إحصاء t
t_i	عدد القيم المتساوية في مجموعة ذات قيم متساوية
T	إحصاء اختبار ويلكوكسن للرتب
U	إحصاء اختبار مان ويتني

$\overline{x}$ متو سط العينة

y ارتفاع منحنى التوزيع الطبيعي المعياري عند النقطة التي تُقسِّم النسبتين.

z عدد الانحرافات المعيارية عن المتوسط

Z إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف

الرموز الإغريقية:

α ألفا، احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول

α_B مستوى الخطر المعدل باستخدام إجراء بونفيروني.

β بيتا، احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني

μ ميو، قيمة متوسط المجتمع

ρ راو، معامل ارتباط المجتمع

σ سيجما، الانحراف المعياري للمجتمع

Σ سيجما، مجموع

χ^2 إحصاء اختبار مربع كاي



الفصل الأول

الإحصاء اللامعلمي: مقدمة

1.1 الأهداف:

ستتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- الفرق بين الإحصاءات المعلمية (Parametric Statistics) والإحصاءات اللامعلمية (Nonparametric Statistics).
- كيفية ترتيب البيانات.
- كيفية تحديد عدد المشاهدات (Observations).

1.2 مقدمة:

إذا كنتَ تستخدم هذا الكتابَ فربما قد درست في الماضي بعضَ المقررات الدراسية التمهيدية في الإحصاء. غالباً يكون المقرر قد بدأ بمناقشة موضوع الاحتمالات، ومن ثَمَّ يتم التركيز على الطرق الإحصائية في التعامل مع المجتمعات (Populations) والعينات الإحصائية (Samples). أما الارتباطات (Correlations) والقيم المعيارية z (z-score) واختبارات t (t-Tests) فربما كانت بعض الأدوات التي استخدمتها لوصف المجتمعات و/ أو إجراء استدلالات عن المجتمع باستخدام العينة العشوائية البسيطة (Simple Random Sample).

إن كثيراً من الاختبارات الإحصائية في كتب الإحصاء التقليدية والتمهيدية تعتمد على العينات الإحصائية التي تُحقِّق افتراضات معينة تُسمَّى معلمات (Parameters) [(١)]. هذا النوع من الاختبارات الإحصائية تُسمَّى الاختبارات المعلمية (Parametric Tests)، وبالتحديد فإن الافتراضات المعلمية تتضمن العينات التي:

---

(١) المترجم: تسمية هذه الافتراضات بالمعلمات ليست مألوفة في الأدبيات الإحصائية، وربما تُسبِّب لبساً مع مفهوم المعلمة التي تصف المجتمع مقابل الإحصاء الذي يصف العينة، وسنكتفي بتسميتها بالافتراضات.

- تمَّ سحبُها بطريقة عشوائية من مجتمع يخضع للتوزيع الطبيعي (Normal Distribution).
- تتكون من مشاهدات مستقلة (Independent Observations)، ما عدا القيم الثنائية.
- تتكون من قيم على مقياس فتري (Interval Scale) أو نسبي (Ratio Scale).
- مجتمعاتها متساوية التباين (Equal Variances) تقريباً.
- كبيرة الحجم بشكل كافٍ[١].
- تُماثِل تقريباً التوزيع الطبيعي.

إذا وجدت أن إحدى العينات لديك لم تحقق إحدى هذه القواعد، فإنك قد خالفت الافتراضات اللازمة لاستخدام الاختبار المعلمي. ولكن يظل لديك بعض الخيارات في هذه الحالة.

يمكنك تغيير طبيعة الدراسة التي تقوم بها حتى تُحقِّق بياناتك الافتراضات المطلوبة؛ فمثلاً: إذا كنت تستخدم مقياساً رتبياً (Ordinal) أو اسمياً (Nominal) فيمكنك إعادة تصميم الدراسة باستخدام مقياسٍ فتري أو نسبي. (انظر إلى الصندوق (1.1) لوصف أنواع المقاييس). بالإضافة إلى هذا فإنه يمكنك أن تبحث عن مشاركين أكثر بهدف زيادة حجم العينة. ومن المؤسف أنه في بعض الأوقات لا يكون أيٌّ من هذه التغييرات مناسباً أو حتى ممكناً.

---

(١) الحد الأدنى لحجم العينة المسموح به لاستخدام الاختبارات الإحصائية المعلمية تختلف من مرجع لآخر. فمثلاً: Pett (1997) وSalkind (2004) أشارا إلى أن معظم الباحثين يقترحون أن $n > 30$. أما Warner (2008) فيقترح اعتبار $n > 20$ كحد أدنى و $n > 10$ لكل مجموعة كحد أدنى على الإطلاق.

الصندوق (1.1)

أنواع المقاييس:

نستطيع قياس وتحويل المتغيرات بعدة طرق. إن البيانات الاسمية والتي تُسمَّى أيضاً البيانات النوعية (Categorical Data) هي البيانات التي تُعبِّر عن عدد مرات حدوث حالة أو حدث معين. كمثال على ذلك، تستطيع تصنيف التفضيل السياسي لمجموعة من المصوتين، حيث يُوصف أعضاء هذه المجموعة بأنهم ديمقراطيون أو جمهوريون أو مستقلون أو غير مقررين أو أخرى. لا أحد من أعضاء هذه المجموعة يتم تصنيفه في أكثر من فئة.

المتغير الثنائي (Dichotomous Variable) هو نوع خاص لتصنيف البيانات الاسمية، وهو بشكل رئيسي مقياس لحالتين، والذي يكون إما في حالة المتغيرات المنفصلة (Discrete) أو المتصلة (Continuous). المتغيرات الثنائية المنفصلة ليس لها ترتيب محدد، ومن أمثلتها: نوع الجنس (ذكر مقابل أنثى)، أو وجه العملة المعدنية (صورة مقابل كتابة). أما المتغيرات الثنائية المتصلة فيكون هناك ترتيب معين لقيمتي الحالتين للمتغير، مثل: (ناجح / راسب) أو (صغير/ كبير).

تحدث البيانات التي تتبع المقياس الرتبي وفق ترتيب معين، إلا أنه لا يوجد معنى محدد للفرق بين أية قيمتين لهذا النوع من البيانات. كمثال على ذلك، تصور ترتيب مجموعة من الأشخاص وفقاً لأطوالهم، حيث سيكون من المستبعد كثيراً أن تكون أطوال أفراد المجموعة تزداد بمقدار متساوٍ. مثال آخر للمقياس الرتبي هو مقياس ليكرت (Likert-Type Scale)، والذي يقوم فيه المستجيب بالتقييم باستخدام مقياس مكوَّن من ثلاث أو خمس أو سبع قيم. في هذا المقياس قد نستخدم (1) ليمثل غير موافق بشدة، بينما (5) ليمثل موافق بشدة. هذا النوع من المقاييس من الممكن اعتباره مقياساً رتبياً حيث إن اثنين من المستجيبين سيكون لهما تفسيرٌ مختلفٌ لقيم المقياس.

المقياس الفتري هو المقياس الذي يكون فيه الفرق بين أية قيمتين متتاليتين هو نفسه. لإعطاء مثال على ذلك من العلوم الطبيعية، مقياس الحرارة المئوية (Celsius Scale) كمقياس لدرجة حرارة الجو، حيث إن الزيادة من درجة 8− إلى درجة -7^0C يكون مطابقاً للزيادة من 55 إلى 56^0C.

المقياس النسبي يختلف قليلاً عن المقياس الفتري، إذ إنَّه بخلاف المقياس الفتري، فإن للمقياس النسبي قيمةً صفريةً. وتوضِّح القيمة الصفرية قيمة نهائية للمقياس أو تلاشي الحالة التي يقيسها المقياس بالكامل. لإعطاء مثال آخر على ذلك من العلوم الطبيعية، سيكون من المناسب قياس كثافة الضوء (Light Intensity) باستخدام المقياس النسبي، حيث إنَّ الظلام المعتم هو الانعدام التام للضوء، وسيأخذ القيمة الصفرية للمقياس.

كملاحظة عامة، فقد عرضنا تصنيفاً لأنواع المقاييس مشابهاً لما يتم استخدامه في كثير من الكتب الدراسية في أساسيات الإحصاء. وفقاً لمعرفتنا، فإن هذا التصنيف للمقاييس قد اكتسب شعبيته بدايةً من Stevens (1946). وبينما حصل Stevens على موافقة وتأييد Stake (1960) وكلٍّ من Townsend و Ashby (1984)، واعتراض وانتقاد Anderson (1961) وGaito (1980) وكلٍّ من Vellemman وWilkinson (1993)، فإننا نعتقد أن تصنيف أنواع المقاييس الذي قمنا بعرضه يتناسب مع طبيعة وطريقة تنظيم هذا الكتاب. كما أننا نرشد هؤلاء الذين يبحثون عن مزيد من المعلومات حول هذا الموضوع بالرجوع للمراجع المذكورة أعلاه.

إذا كانت العينات لا تتبع التوزيع الطبيعي، فمن المحتمل أنك قد تعلَّمت طريقة لتحويل البيانات لتكون صالحةً للاستخدام مع الاختبارات المعلمية. أولاً، يمكنك استبعاد القيم المتطرفة (Extreme Values) من العينة والتي تُوصف بالشاذة (Outliers) وذلك في حالة قيامك بتبرير الأسباب التي دعتك للقيام بذلك. على سبيل المثال، تخيَّل أنك تختبر مجموعةً من الأطفال وتطمح لتعميم النتائج التي تحصل عليها على الأطفال الطبيعيين من الناحية العقلية. وبعد جَمْعك لنتائج الاختبار، حصل معظم الأطفال تقريباً على درجات 80% مع بعض الدرجات أعلى وأقل من المتوسط. لنفترض أيضاً أن أحد الأطفال كانت نتيجة اختباره 5%. إذا تبين لك أن هذا الطفل لا يتحدث اللغة الإنجليزية لأنه قد قدِم لبلدك فقط للتوِّ؛ فإنه من المعقول استبعاد درجته من عملية التحليل. ولسوء الحظ، فإن استبعاد القيم الشاذة من النادر أن يكون بهذه البساطة ويستحق نقاشاً أطول بكثير مما نعرضه هنا [١]. ثانياً، من الممكن استخدام الاختبار المعلمي بعد تطبيق تحويلٍ رياضي (Mathematical Transformation) لقيم العينة. على سبيل المثال، يمكنك تربيع كل قيم العينة، ولكن بعض الباحثين يحتجون

(١) ناقش كلٌّ من Malthouse (2001) وOsborn (2004) استبعاد القيم المتطرفة.

بأن التحويل هو صورة من العبث بالبيانات أو أنه قد يُشوِّه النتائج التي نحصل عليها. بالإضافة إلى هذا، فإن تحويل البيانات لا ينجح دائماً، فإحدى الحالات التي لا ينجح فيها التحويل هو عندما تكون البيانات تحديداً لها ذيول طويلة (Long Tails). ثالثاً، هناك بعض الطرق المعقدة لتحليل البيانات والتي هي فوق مستوى معظم كتب أساسيات الإحصاء الدراسية، وفي مثل هذه الحالات يتم إرشادك لمقابلة الإحصائي.

ولحســن الحظ، فإنه يوجد مجموعة من الاختبارات الإحصــائية التي لا تتطلب جميع الافتراضـــات التي ذكرنـاهـا ســـابقـاً. هـذه هي الاختبـارات اللامعلميـة (Nonparametric Tests)، وسيتناول هذا الكتاب عدداً من هذا النوع من الاختبارات.

1.3 الإجراءات الإحصائية اللامعلمية في هذا الكتاب:

يصف هذا الكتاب عدداً من الإجراءات الإحصائية اللامعلمية (Nonparametric Statistical Procedures) المشهورة والمستخدمة حالياً في البحوث. يعرض الجدول (1.1) ملخصـــاً لأنواع الاختبارات الإحصـــائية اللامعلمية التي يتناولها هذا الكتاب والاختبارات الإحصائية المعلمية المقابلة لها.

جدول (1.1)

نوع التحليل	الاختبار اللامعلمي	الاختبار المعلمي المكافئ
مقارنة عينتين مرتبطتين	اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب Wilcoxon Signed Ranks (Test) واختبار الإشارة (Sign Test)	اختبار t للعينات المرتبطة (t-Test for Dependent Samples)
مقارنة عينتين غير مرتبطتين	اختبار مان ويتني *U* (Mann-Whitney *U*-Test) واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين (Kolmogorov-Smirnov Two-Sample Test)	اختبار t للعينات المستقلة (t-Test for Independent Samples)

نوع التحليل	الاختبار اللامعلمي	الاختبار المعلمي المكافئ
مقارنة ثلاث عينات مرتبطة أو أكثر	اختبار فريدمان (Friedman Test)	تحليل التباين للقياسات المتكررة (Repeated measures Anova)
مقارنة ثلاث عينات أو أكثر غير مرتبطة	اختبار كروسكال واليس H (Kruskal-Wallis H-Test)	تحليل التباين الأحادي (One-Way Anova)
مقارنة البيانات النوعية	اختبار χ^2 (Chi Square χ^2 Test) واختبار فيشر المضبوط (Fisher Exact Test)	لا يوجد
مقارنة متغيرين رتبيين	ارتباط سبيرمان للرتب (Spearman Rank-Order Correlation)	ارتباط بيرسون للعزوم (Pearson Product-Moment Correlation)
مقارنة متغيرين أحدهما ثنائي منفصل	ارتباط ثنائي التسلسل النقطي (Point-Biserial Correlation)	ارتباط بيرسون للعزوم (Pearson Product-Moment Correlation)
مقارنة متغيرين أحدهما ثنائي متصل	ارتباط ثنائي التسلسل (Biserial Correlation)	ارتباط بيرسون للعزوم (Pearson Product-Moment Correlation)
فحص عشوائية العينة (Randomness)	اختبار التتابع (Runs Test)	لا يوجد

عند توضيح أيٍّ من الإجراءات اللامعلمية أعلاه سنستخدم طريقةً محددة خطوة بخطوة.

1.3.1 حَدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

أولاً: نُحدِّد الفرضيات اللازمة لإجراء الاختبار (Hypotheses) والتي هي نوعان من الفرضيات: الفرضية الصفرية (Null Hypothesis)، والفرضية البديلة (Alternative Hypothesis). الفرضية الصفرية (H_0)(١) هي عبارة تشير إلى أنه لا يوجد فرق بين الحالات أو المجموعات أو المتغيرات. أما الفرضية البديلة (H_a) والتي تُسمَّى أيضاً الفرضية البحثية (Research Hypothesis)؛ فهي العبارة التي تتوقع أن هناك فرقاً أو علاقة بين الحالات أو المجموعات أو المتغيرات.

قد تكون الفرضية البديلة موجهة (Directional) أو غير موجهة (Nondirectional) وفقاً لسياق وأهداف البحث. الفرضية البديلة الموجهة، والتي تُسمَّى أيضاً فرضية بديلة في اتجاه واحد (One-Tailed Hypothesis)، تتوقع أنه يوجد اختلاف ذو معنوية إحصائية (Statistically Significant) في اتجاه محدد؛ مثال على هذا: عندما تتوقع أن معالجة ما ستؤدي إلى تحسين إجراء ما، فإننا سنستخدم الفرضية البديلة الموجهة. وفي المقابل، فإن الفرضية البديلة غير الموجهة، والتي تُسمَّى أيضاً فرضية بديلة في اتجاهين (Two-Tailed Hypothesis) تتوقع أنه يوجد اختلاف ذو معنوية إحصائية ولكن ليس في اتجاه محدد؛ مثال على هذا: من الممكن أن يقوم الباحث بمقارنة حالتين جديدتين ويتوقع وجود فرق بينهما، ولكنه لا يتوقع أن أياً من الحالتين ستكون نتائجها أعلى من الأخرى.

1.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المقترن بالفرضية الصفرية:

عندما نُجري اختباراً إحصائياً محدداً فهناك دائماً احتمالٌ وارد أن النتيجة التي نتوصل إليها من هذا الاختبار وتشير إلى وجود فروقات - ترجع إلى المصادفة وليست واقعةً بسبب وجود فروقات حقيقية. مثال على هذا، قد نجد أن العينتين مختلفتان معنوياً بالرغم من أنه لا يوجد فرق حقيقي، أي أن النتيجة التي حصلنا عليها من الاختبار تقودنا إلى رفض الفرضية الصفرية، وهي في الواقع صحيحة. في هذه

(١) المترجم: الفرضية الصفرية تُسمَّى أيضاً فرضية العدم.

الحالة، نحن وقعنا في الخطأ من النوع الأول (Type I Error)؛ ولهذا فإن الاختبار الإحصائي يفترض مستوى معيناً من الخطر (Level of Risk) يُدعى ألفا أو α. هناك أيضاً احتمال أن نتيجة الاختبار الإحصائية تقودنا لعدم رفض الفرضية الصفرية بالرغم من أنه لا يوجد فرق حقيقي. في هذه الحالة، نحن وقعنا في النوع الثاني من الخطأ (Type II Error) والذي يُرمز له بـالرمز بيتا β. انظر إلى الجدول (1.2) الذي يلخص الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني.

جدول (1.2)

نتيجة الاختبار [١] / الفرضية في الواقع	لا نرفض الفرضية الصفرية	نرفض الفرضية الصفرية
الفرضية الصفرية صحيحة	لا يوجد خطأ	خطأ النوع الأول α
الفرضية الصفرية خطأ	خطأ النوع الثاني β	لا يوجد خطأ

بعد تحديد الفرضيات، نقوم باختيار مستوى الخطر أو ما يُسمَّى بمستوى المعنوية [٢] (Level of Significance) الخاص بالفرضية الصفرية، والذي عادة تكون قيمته المقبولة هي $\alpha = 0.05$. باستخدام هذه القيمة، فهذا يعني أن 95% هو احتمال أن تكون نتيجة الاختبار الإحصائي حقيقية وليست بسبب المصادفة.

1.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

نختار إحصاء الاختبار الإحصائي (Statistical Test Statistic) وفقاً لخصائص البيانات. فمثلاً، عدد العينات أو المجموعات في الدراسة ينبغي أن يؤخذ في الحسبان،

(١) المترجم: تم إضافة هذا العنوان من قِبل المترجم لجَعْل الجدول أكثر وضوحاً.
(٢) المترجم: تسمية مستوى المعنوية (Level of Significance) مألوفة أكثر في الأدبيات الإحصائية.

حيث إنَّ بعض الاختبارات تناسب دراسة عينتين، في حين أن اختبارات أخرى تكون مناسبة لثلاث مجموعات أو أكثر.

يلعب نوع المقياس المستخدم أيضاً دوراً مهماً في اختيار إحصاء الاختبار المناسب؛ إذ إنَّه يمكننا اختيار مجموعة من الاختبارات التي تناسب البيانات الاسمية ونستخدم مجموعة أخرى مختلفة من الاختبارات للمتغيرات الرتبية. ومن المقاييس الشائعة المستخدمة في بحوث العلوم الاجتماعية والسلوكية هو مقياس ليكرت (Likert Scale)، والتي يقترح Nanna و Sailowsky (1998) بأن الاختبارات اللامعلمية هي مناسبة أكثر لتحليل هذا النوع من البيانات.

1.3.4 احسب إحصاء الاختبار:

إن إحصاء الاختبار (أو القيمة التي نحصل عليها) هي قيمة محسوبة وفقاً لنوع الاختبار المستخدم. بالإضافة إلى ذلك، فإن الطريقة اللازمة لحساب قيمة الإحصاء التي نحصل عليها يتم شرحها في كل فصل، وهي تختلف من اختبار لآخر. وللعينات صغيرة الحجم، فإننا نستخدم إجراءً معيناً لكل اختبار إحصائي محدد، أما للعينات كبيرة الحجم فنقوم بمقاربة البيانات للتوزيع الطبيعي، ونقوم بعد ذلك بحساب القيمة المعيارية z (z-score) للبيانات.

1.3.5 حدِّد القيمة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لاختبار محدد:

للعينات صغيرة الحجم، فإننا نرجع لجداول القيم الحرجة (Critical Values) الموجودة في الملحق (B)، حيث يتضمن كلُّ جدول القيمة الحرجة التي نقارنها مع القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار (Computed Test Statistic). وقد يتطلب إيجاد القيمة الحرجة باستخدام الجدول استخدام خصائص البيانات؛ كدرجات الحرية (Degrees of Freedom)، وعدد العينات و/ أو عدد المجموعات. بالإضافة إلى ذلك، فقد تحتاج إلى تحديد مستوى الخطر المرغوب فيه أو ألفا (α).

أما للعينات كبيرة الحجم، فإننا نُحدِّد المنطقة الحرجة (Critical Region) وفقاً لمستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المقترن بالفرضية الصفرية α، ونُحدِّد فيما بعد إذا ما كانت القيمة المعيارية المحسوبة z تقع في هذه المنطقة الحرجة للتوزيع.

1.3.6 قارن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة تمكننا من معرفة وجود الفرق أو العلاقة وفقاً لمستوى الخطر المحدَّد. وعند الانتهاء من هذه الخطوة فإنه سيكون بإمكاننا تقرير ما إذا كان يجب أو لا يجب رفض الفرضية الصفرية. قد تكون هذه الصياغة غير مألوفة أو معتادة، إلا أن الممارسة المتفق عليها في البحوث هي أن يتم صياغة النتائج البحثية وفقاً للفرضية الصفرية.

حيث إنَّ بعض جداول القيم الحرجة مقتصرة على حجم معين للعينات أو المجموعات؛ فإنه عندما يتعدى حجم العينة القيمة (أو القيم) التي يتضمنها الجدول فإننا نقارب البيانات للتوزيع الطبيعي. في مثل هذه الحالات، نستخدم الجدول (B.1) في الملحق (B) لتحديد المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. ثم بعد هذه الخطوة، نقوم بحساب القيمة المعيارية z للبيانات ونقارنها مع المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. مثال على هذا: عند استخدام الاختبار غير الموجَّه لمستوى خطر $\alpha = 0.05$، فلن نرفض الفرضية الصفرية عندما تكون القيمة المعيارية المحسوبة z تقع بين -1.96 و$+1.96$؛ بمعنى آخر لن نرفض الفرضية الصفرية عندما يكون $-1.96 \leq z \leq 1.96$.

1.3.7 فسِّر النتائج:

نستطيع الآن أن نفهم معنى الأرقام والقيم من التحليل الذي نُجريه وفقاً للسياق. على سبيل المثال، فإنه إذا تمت ملاحظة فروق بين العينات فنستطيع أن نُعلق على مدى قوة هذه الفروق. نستطيع أيضاً مقارنة النتائج المحسوبة مع تلك المتوقعة. بالإضافة إلى هذا، يمكننا فحص مدى قوة العلاقة نسبياً بين متغيرين أو البحث في سلسلة الأحداث لاكتشاف أنماط محددة.

1.3.8 اكتُب النتائج:

إن وصف وعرض النتائج بطريقة مفهومة وذات معنى يجعل نتائج البحوث مفيدة للآخرين. وبالرغم من أن هناك مستوى معقولاً من التوافق في الأدبيات البحثية لطريقة صياغة وعرض النتائج الإحصائية للاختبارات الإحصائية المعلمية، إلا أنه لسوء الحظ فإن التوافق أقل لنتائج الاختبارات اللامعلمية. وقد حاولنا استخدام الأساليب الأكثر شيوعاً في الأدبيات البحثية لصياغة النتائج.

1.4 ترتيب البيانات:

تتضمن كثيرٌ من الإجراءات اللامعلمية ترتيب قيم البيانات، والتي هي في الواقع عملية بسيطة جداً. لنفترض أنك مدرس رياضيات وتريد أن تعرف فيما إذا كان الطلاب يحصلون على درجات أعلى بعد تناولهم وجبة إفطار صحية. بمقارنة درجات أربعة طلاب ممن تناولوا وجبة إفطار صحية مع أربعة طلاب آخرين ممن لم يتناولوا إفطاراً صحياً نحصل على النتائج كما هي في الجدول (1.3).

جدول (1.3)

الطلاب الذين تناولوا إفطاراً	الطلاب الذين لم يتناولوا إفطاراً
87	93
96	83
92	79
84	73

ولترتيب كل القيم الواردة في الجدول (1.3) بكاملها، ضَـعْ جميع هذه القيم في جدول جديد مرتبةً من الأصـغر فالأكبر (انظر إلى الجدول 1.4)، حيث إنَّ القيمة الأولى تكون رتبتها 1 والقيمة الثانية رتبتها 2 ... إلخ.

جدول (1.4)

القيمة	الرتبة
73	1
79	2
83	3
84	4

القيمة	الرتبة
87	5
92	6
93	7
96	8

لاحظ أن القيم الخاصة بالطلاب الذين تناولوا إفطاراً مكتوبة بالخط العريض. بالرغم من أنه للوهلة الأولى يبدو أنهم حصلوا على درجات أعلى، إلا أنه لفحص المعنوية الإحصائية؛ فإننا نحتاج لنوع معين من الإجراءات الإحصائية، والتي سيتم التطرق لها في الفصول القادمة.

1.5 ترتيب البيانات مع القيم المتساوية:

إن طريقة ترتيب البيانات المذكورة آنفاً وإنْ بدت بسيطةً، إلا أنه في كثير من الحالات يكون الأمر مختلفاً قليلاً عندما تكون قيمتان أو أكثر من البيانات متكررة، والتي تُسمى قيماً متساوية (Tied Values). مثال على هذا، لنفترض إعادة المثال السابق مع مجموعة أخرى من الطلاب، حيث تمَّ جمع القيم الجديدة كما في الجدول (1.5).

جدول (1.5)

الطلاب الذين تناولوا إفطاراً	الطلاب الذين لم يتناولوا إفطاراً
90	75
85	80
95	55
70	90

قُم بترتيب هذه القيم بنفس طريقة المثال السابق، مع ملاحظة أن القيمة 90 متكررة، بمعنى أنها قيمة متساوية مع غيرها. لو كانت درجتا هذين الطالبين مختلفتين فستكون رتبتهما 6 و7، ولكن في حالة القيم المتساوية، نعطي كلَّ قيمة من هذه القيم المتساوية متوسط (Average) قيم الرتب الخاصة بهما، وفي مثالنا هذا متوسط 6 و7 هو 6.5 (انظر إلى الجدول 1.6).

جدول (1.6)

القيمة	الرتبة مع تجاهل القيم المتساوية	الرتبة مع اعتبار القيم المتساوية
55	1	1
70	2	2
75	3	3
80	4	4
85	5	5
90	6	6.5
90	7	6.5
95	8	8

تستخدم غالبية الاختبارات الإحصائية اللامعلمية صيغاً رياضية مختلفة عندما تكون هناك قيمٌ متساوية في بيانات العينة، وهذه الصيغ الرياضية تكون في الواقع أكثر تعقيداً بمكوناتها الجبرية في حالة بيانات القيم المتساوية. بالإضافة إلى ذلك، فإن إحصاء الاختبار الذي تنتجه الصيغ الرياضية لبيانات القيم المتساوية يكون عادة مختلفاً اختلافاً بسيطاً عن صيغة إحصاء الاختبار للبيانات من دون القيم المتساوية. وربما لهذا السبب نجد أن غالبية كتب الإحصاء الدراسية تحذف الصيغ الرياضية لحالة بيانات القيم المتساوية. بالرغم من ذلك، وكما سنرى، فإننا سنعرض الصيغ الرياضية الخاصة ببيانات القيم المتساوية مع بعض الأمثلة متى ما كان ذلك مناسباً.

عندما يتم شرح الاختبار الإحصائي في هذا الكتاب باستخدام البرنامج الحاسوبي SPSS (الحزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية، Statistical Package for Social Sciences)، فإنه لا يتم ذكر أية معالجة خاصة للقيم المتساوية للبيانات؛ وهذا يرجع إلى أن برنامج SPSS يكتشف تلقائياً وجود أي قيم متساوية ويُطبِّق الإجراء المناسب لحساب إحصاء الاختبار.

1.6 عَدُّ البيانات:

تتطلب بعض الاختبارات اللامعلمية عَدَّ المشاهدات (Counts of Observations) أو ما يُسمَّى بالتكرارات (Frequencies)، وتحديد هذا العدد أمر بسيط للغاية، وهو عبارة عن حساب العدد الإجمالي لمرات حدوث مشاهدة معينة. على سبيل المثال، لنفترض أنك تسأل عدة أطفال عن نكهة الآيس كريم المُفضَّلة لهم من النكهات التالية (فانيلا، شوكولاتة، فراولة). يوضح الجدول (1.7) اختياراتهم.

لإيجاد عدد كل نكهة آيس كريم، نقوم بعمل جدول للاختيارات ونحسب إجمالي عدد الأطفال الذين اختاروا كلَّ نكهة؛ بمعنى آخر نحسب عدد الأطفال الذين اختاروا نكهة الفانيلا ثم نُكرِّرها للاختيارات الأخرى (الشوكولاتة والفراولة). ويعرض الجدول (1.8) العدَّ (Counts) من الجدول (1.7).

جدول (1.7)

المشارك	النكهة
1	شوكولاتة
2	شوكولاتة
3	فانيلا
4	فانيلا
5	فراولة
6	شوكولاتة
7	شوكولاتة
8	فانيلا

جدول (1.8)

النكهة	العدد
شوكولاتة	4
فانيلا	3
فراولة	1

وللتأكد من صـــحة الجدول (1.8)، يمكن جمع الأعداد ومقارنة الناتج مع عدد المشاركين، حيث إنَّ العددين يجب أن يكونا متساويين.

1.7 ملخص:

قُمنا في هذا الفصل بوصف الفروقات بين الاختبارات المعلمية وغير المعلمية. بالإضافة إلى ذلك، ناقشنا الافتراضات التي بها نُفضِّل الاختبارات اللامعلمية على الاختبارات المعلمية، وبعد ذلك عرضنا نظرةً عامة عن الإجراءات اللامعلمية التي يتضمنها هذا الكتاب، وأيضاً شرحاً لطريقة خطوة بخطوة التي نستخدمها لشرح كل اختبار. أخيراً، قدمنا شرحاً وأمثلة عن ترتيب البيانات وعدِّها، واللتين تعتبران أداتين لإدارة البيانات عند إجراء اختبارات لامعلمية معينة.

في الفصول القادمة، سيتم عرض إرشادات خطوة بخطوة لعمل هذه الإجراءات الإحصائية يدوياً وباستخدام الآلات الحاسبة، والتحليل باستخدام البرنامج الحاسوبي SPSS. أما في الفصل القادم فسيتم مناقشة الإجراءات الخاصة بمقارنة بيانات العينات مع التوزيع الطبيعي.

1.8 تمارين:

1. أنهى مجموعة من طلاب المرحلة الثانوية جري ميل واحد في نهاية الصـــف التاسع وبداية الصف العاشر، والقيم التالية تُوضِّح الفرقَ في الزمن المستغرق لكل طالب. لاحظ أن طالباً واحداً فقط حقَّق تحسُّـــناً في الوقت (2:08–). رتِّب القيم في الجدول (1.9) بدءاً من قيمة الطالب الذي حقَّق تحسُّناً.

جدول (1.9)

المشارك	القيمة	الرتبة
1	0:36	
2	0:28	
3	1:41	
4	0:37	
5	1:01	
6	2:30	
7	0:44	
8	0:47	
9	0:13	
10	0:24	
11	0:51	
12	0:09	
13	-2:08	
14	0:12	
15	0:56	

2. تُمثِّل القيم في الجدول (1.10) درجات الاختبار الأسبوعي في مادة الرياضيات. رتِّب درجات الاختبار.

جدول (1.10)

المشارك	الدرجة	الرتبة
1	100	
2	60	
3	70	
4	90	
5	80	
6	100	
7	80	
8	20	
9	100	
10	50	

3. باستخدام بيانات المثال السابق، ما هو عدد (تكرار) كلٍّ من درجات النجاح والرسوب إذا كانت درجة النجاح هي 70 درجة؟

1.9 حلول التمارين:

1. ترتيب القيم مُوضَّح في الجدول (1.11). لاحظ أنه لا توجد قيم متساوية.

2. ترتيب القيم مُوضَّح في الجدول (1.12). لاحظ أنه لدينا في هذا المثال قيم متساوية، حيث إنَّ القيمة 80 حدثت مرتين، ويتم حساب متوسط قيم الرتبتين 5 و6 كالتالي:

$$(5+6)/2=5.5$$

القيمــة 100 حــدثت ثــلاث مــرات، ويــتم حســاب متوســط القــيم الرتبيــة 8 و9 و 10 كالتالي:

.(8+9+10) /3=9

3. الجدول (1.13) يُوضِّــح درجات النجاح وكذلك درجات الرســوب باعتبار أن 70 هي درجة النجاح.

عدد (أو تكرار) درجات النجاح هي $n_{pass} = 7$، وعدد درجات الرســـوب هي $n_{failing} = 3$.

جدول (1.11)

المشارك	القيمة	الرتبة
1	0:36	7
2	0:28	6
3	1:41	14
4	0:37	8
5	1:01	13
6	2:30	15
7	0:44	9
8	0:47	10
9	0:13	4
10	0:24	5
11	0:51	11
12	0:09	2
13	-2:08	1
14	0:12	3
15	0:56	12

جدول (1.12)

المشارك	الدرجة	الرتبة
1	100	9
2	60	3
3	70	4
4	90	7
5	80	5.5
6	100	9
7	80	5.5
8	20	1
9	100	9
10	50	2

جدول (1.13)

المشارك	الدرجة	نجاح/رسوب
1	100	نجاح
2	60	رسوب
3	70	نجاح
4	90	نجاح
5	80	نجاح
6	100	نجاح
7	80	نجاح
8	20	رسوب
9	100	نجاح
10	50	رسوب



الفصل الثاني

اختبار مماثلة البيانات للتوزيع الطبيعي

2.1 الأهداف:

سوف تتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تُوجِد تفرطح (Kurtosis) والتواء (Skewness) عينة من البيانات، وتُحدِّد فيما إذا كانت العينة تُماثِل التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) بمستوى مقبول.
- كيف تستخدم برنامج SPSS لإيجاد تفرطح والتواء عينة من البيانات، وتُحدِّد فيما إذا كانت العينة تماثل التوزيع الطبيعي بمستوى مقبول.
- كيف تُجرِي اختبارَ كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة (Kolmogorov-Smirnov One-Sample Test) لتحديد فيما إذا كانت العينة تُماثل التوزيع الطبيعي بمستوى مقبول.
- كيف تستخدم برنامج SPSS لإجراء اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة لتحديد فيما إذا كانت العينة تماثل التوزيع الطبيعي بمستوى مقبول.

2.2 مقدمة:

تقوم الاختبارات الإحصائية المعلمية (Parametric Statistical Tests) كاختبار t، وتحليل التباين الأحادي (One-Way Anova) على افتراضات معينة، حيث إنَّ عينات البيانات التي تُحقِّق هذه الافتراضات تكون مسحوبةً بطريقة عشوائية من مجتمع يخضع للتوزيع الطبيعي، وتتكون من مشاهدات مستقلة (Independent Observations)، تمَّ قياسها باستخدام المقياس الفتري (Interval) أو النسبي (Ratio)، وحجمها كافٍ (انظر إلى الفصل الأول)، وتُماثِل تقريباً التوزيعَ الطبيعي. بالإضافة إلى ذلك، المقارنة تكون للعينات أو المتغيرات متساوية التباين تقريباً. أما عندما لا تُحقِّق عينات البيانات واحداً أو أكثر من هذه الافتراضات، فينبغي التفكير في الاختبارات الإحصائية اللامعلمية.

يُعَدُّ فحص طريقة جمع البيانات، ونوع المقياس، وحجم العينة أمراً بسيطاً نوعاً ما، ولكن فحص مماثلة عينة من البيانات للتوزيع الطبيعي يتطلب إجراءً تحليلياً أكثر. قد يكون الفحص البصري للتمثيل البياني للعينة كرسم الساق والورقة (Stem and Leaf Plot)، ورسم ويسكر (Whisker Plot) من أبسط طُرق فحص مماثلة التوزيع الطبيعي. يَعتبر الإحصائيون هذا الأسلوب من الأساليب الإحصائية الأولية لفحص مماثلة العينة للتوزيع الطبيعي، إلا أن هذا المقياس لمماثلة التوزيع الطبيعي لا يعدُّ كافياً للتحليل الدقيق والمُقنع.

نعرض في هذا الفصل ثلاثة مقاييس كمية (Quantitative Measures) لقياس مماثلة العينة للتوزيع الطبيعي. أولاً، نُناقش خصائص التوزيع الطبيعي، ثم نَصفُ كيفية فحص التواء وتفرطح العينة، وفيما بعدُ نَصفُ كيفية إجراء وتفسير اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة. بالإضافة إلى هذا، نصف تنفيذ جميع هذه الإجراءات باستخدام برنامج SPSS.

2.3 وصف البيانات والتوزيع الطبيعي:

قد يستغرق وصف البيانات والتوزيع الطبيعي بسهولة فصلاً كاملاً كما هو الحال في أكثر الكتب، ولكننا سنحاول أن نختصر المفهوم ونبدأ بطريقة عملية بتطبيقها على جمع البيانات.

في البحوث نبدأ عادةً بتحديد المجتمع (Population) الذي نرغب في دراسته، ومن ثَمَّ نحاول جاهدين أن نجمع عدة قياسات مستقلة (Independent Measurments) وعشوائية (Random) لمتغير معين ذي علاقة بمجتمع الدراسة، وهذه المجموعة من القياسات نُسمِّيها عينة (Sample). إذا استخدمنا أسلوباً تجريبياً (Experimental Technique) جيداً، والعينة التي تمَّ سحبها تُمثِّل المجتمع بشكل كافٍ؛ فإنه يمكننا دراسة العينة للوصول لاستدلالات (Inferneces) عن المجتمع. على سبيل المثال: خلال الفحص الطبي الروتيني، يقوم الطبيب بسحب عينة من الدم بدلاً من سحب كامل الدم في جسمك، حيث يتمكن بواسطة هذه العينة تقييم كامل الدم في جسمك بالرغم من أنه لم يقم باختبار كامل الدم في جسمك. وبالتالي، فإن جميع خلايا الدم في جسمك تعتبر هي المجتمع الذي يتوصل الطبيب لاستدلالات عنه وذلك باستخدام العينة فقط.

في حين أن عينة الدم تؤدي طبيعياً إلى جمع عدد كبير من خلايا الدم، فإن مجالات أخرى دراسية يكون فيها حجم العينات صغيراً، إذ إنَّه من الشائع أن يتم جمع أقل من 30 قياساً لبعض الدراسات في مجال العلوم السلوكية والاجتماعية. بالإضافة إلى ذلك، فالقياسات التي تكون وفق مقياس معين تتفاوت في قربها من قيمة المتوسط (Mean Value)، حيث يُسمَّى هذا المفهوم بالتباين (Variance). على سبيل المثال، يستخدم باحث بعضَ الأدوات لقياس مستوى ذكاء 25 طفلاً في صف الرياضيات. من المستبعد كثيراً أن يكون جميعُ الأطفال في نفس مستوى الذكاء، وينبغي أن تكون الأداة الجيدة لقياس مستوى الذكاء حساسةً بشكل كافٍ لتقيسَ الفروقات بين مستوى ذكاء الأطفال.

يمكننا التعبير عن التباين (s^2) [1] كمياً، حيث يمكن حسابه بالصيغة الرياضية (2.1):

$$s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \qquad 2.1$$

حيث إنَّ (x_i) تُمثِّل قيمة المشاهدات في التوزيع، و ($\bar{x}$) هي قيمة متوسط التوزيع، و (n) تمثل عدد القيم في التوزيع.

كما سبق ذكره في الفصل الأول، فإن الاختبارات المعلمية تفترض أن تباينات العينات التي يتم مقارنتها متساويةً تقريباً، حيث تُسمَّى هذه الفكرة تجانس التباين (Homogeneity of Variance). ولمقارنة تباين العينات، اقترح Field (2005) أن نحصل على نسبة التباين (Variance Ratio) وذلك بقسمة أكبر تباين عينة على أصغر تباين عينة، والتي ينبغي أن تكون قيمتها أقل من 2. بالمثل أوضح Pett (1997) أنه لا تصل قيمة تباين أي عينة كبيرة لضعفي تباين أي عينة أخرى. أما في حال افتراض أن تجانس التباين غير متحقق؛ فإنه يمكننا استخدام الاختبار اللامعلمي.

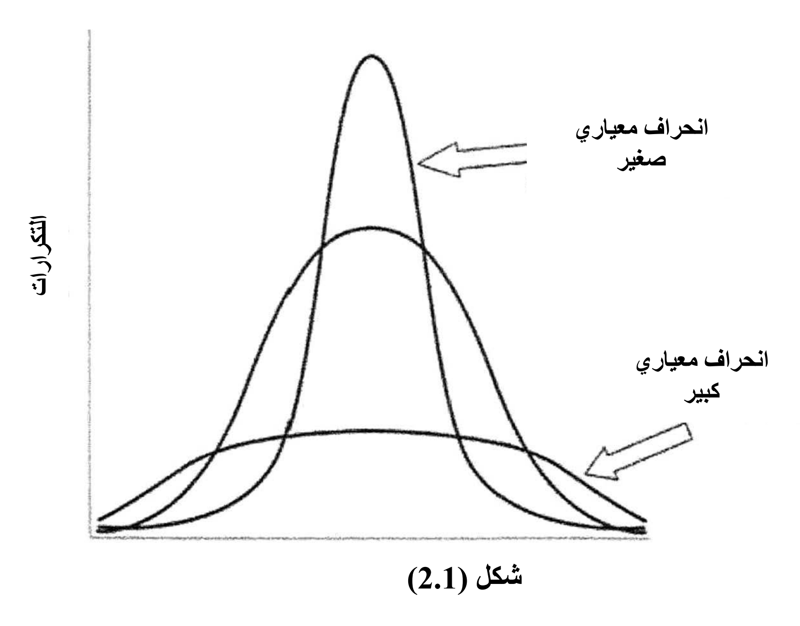
---

(١) المترجم: هذا الرمز لتباين العينة، والحديث هنا عن العينة وليس المجتمع، حيث يُستخدم الرمز اللاتيني σ^2 للدلالة عن تباين المجتمع.

إنَّ من أكثر الطرق شـيوعاً للتعبير عن تشـتُّت العينة (Variation) اسـتخدام الانحراف المعياري (s) (Standard Deviation)، والذي تكون قيمته الجذر التربيعي للتباين حيث $s = \sqrt{s^2}$. بمعنى آخر، فإن الانحراف المعياري يتم حسابه باستخدام الصيغة الرياضية (2.2):

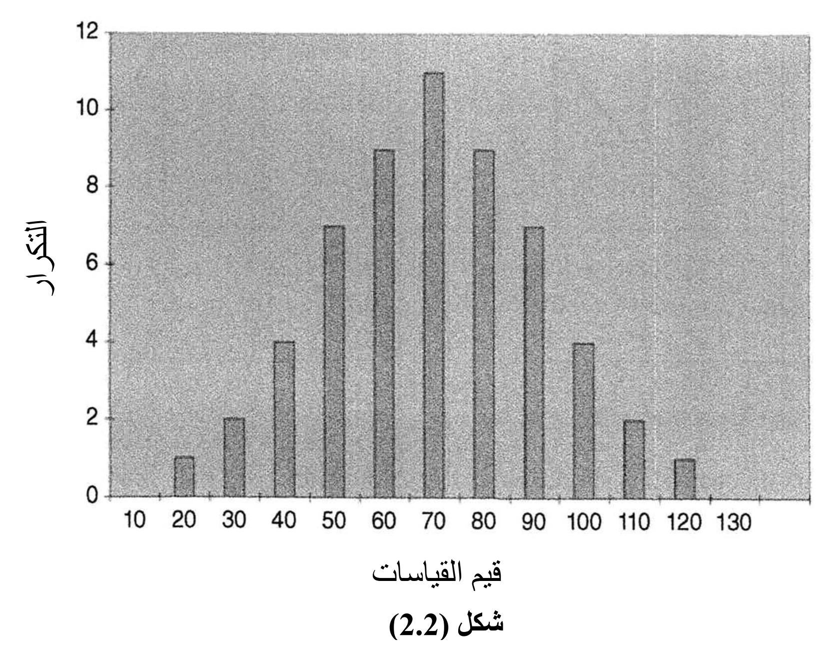
$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \qquad 2.2$$

كما هو واضح في الشكل (2.1)، فإن قيمة الانحراف المعياري الصغيرة تعني أن قيم العينة تكون متمركزةً إلى حد ما حول قيمة المتوسط (Mean)، في حين أن القيمة الكبيرة للانحراف المعياري تعني أن قيم العينة إلى حد ما منتشرة.



شكل (2.1)

يُعَدُّ المدرج التكراري (Histogram) أداةً مفيدةً للتمثيل البياني للتوزيع التكراري (Frequency Distribution) ولتشتت العينة (انظر إلى الشكل 2.2). وفي هذا الشكل البياني يتم تمثيل قيم القياسات على المحور الأفقي والتكرارات لكل قيمة محددة على المحور الرأسي. وتُسمَّى القيمة الوسطى بالوسيط (Median)، والقيمة الأكثر تكراراً تُسمَّى المنوال (Mode).



شكل (2.2)

وحيث إنَّ قيم المتوسط وكذلك الانحراف المعياري تختلف من توزيع لآخر؛ لذلك فإنه إذا ما أردنا مقارنة عينتين أو أكثر، فإننا نحتاج نوعاً من المعيارية، إذ إنَّ القيمة المعيارية (Standard Score) تعدُّ طريقة يمكننا بها مقارنة عدة توزيعات. القيمة المعيارية التي نستخدمها تُسمَّى قيمة z (*z-score*)، والتي يمكن حسابها كما في الصيغة (2.3):

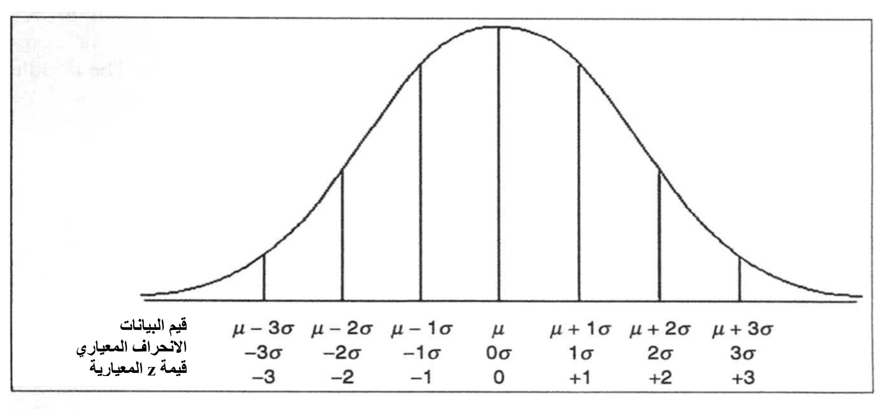
$$z = \frac{x_i - \overline{x}}{s} \qquad 2.3$$

حيث إنَّ x_i تمثل قيمة المشاهدة في التوزيع، و $\overline{x}$ هي قيمة متوسط التوزيع، و s هي الانحراف المعياري للتوزيع.

هناك علاقة مفيدة بين الانحراف المعياري وقيمة z، حيث يمكن أن نفكر في قيمة الانحراف المعياري كوحدة من المسافة الأفقية من قيمة المتوسط في المدرج التكراري، فانحراف معياري واحد من المتوسط هو نفسه $z = 1.0$، وانحرافان معياريان من المتوسط هما أنفسهما $z = 2.0$. على سبيل المثال، إذا كانت $s = 10$ و $\overline{x} = 70$ لتوزيع

ما؛ فإن $z = 1.0$ عند $x = 80$ و $z = 2.0$ عند $x = 90$. بالإضافة إلى ذلك، قيم z عندما تكون أقل من المتوسط تكون قيماً سالبة، فمن المثال السابق نجد أن $z = -1.0$ عند $x = 60$ و $z = -2.0$ عند $x = 50$. وعلاوة على هذا، فإن $z = 0.0$ عند قيمة المتوسط $x = 70$. هذه القيم المعيارية z نستطيع استخدامها لمقارنة التوزيع مع أي توزيع آخر حتى لو اختلف المتوسط والانحراف المعياري بين التوزيعين؛ وبمعنى آخر فإنه يمكننا مقارنة عدة توزيعات باستخدام القيم المعيارية z.

حتى الآن، كان نقاشنا متركزاً على التوزيعات التي تكون فيها قيم البيانات منتهية العدد n، وكلما زاد عدد المشاهدات التي يتم جمعها لتوزيع ما، بدأ المدرج التكراري في التشكل والاقتراب من شكل الجرس (Bell Shape) [1] والذي يُسمَّى المنحنى الطبيعي (Normal Curve). يوضح الشكل (2.3) العلاقة بين كلٍّ من قيم البيانات والانحراف المعياري والقيم المعيارية z لمجتمع ما، وحيث إنَّنا نصفُ مجتمعاً فإننا نستخدم الرمز σ للدلالة على الانحراف المعياري للمجتمع، والرمز μ للدلالة على متوسط المجتمع.

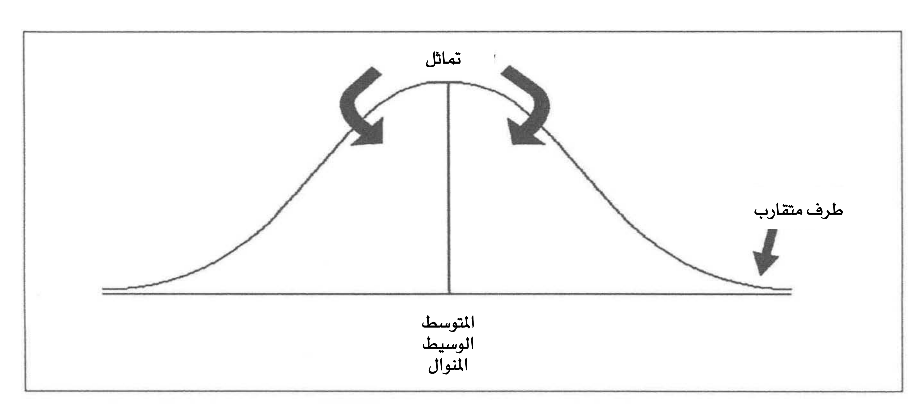


شكل (2.3)

(١) المترجم: شكل الجرس أو الناقوس نسبة إلى شكل المنحنى الطبيعي الذي يشبه الجرس، كما يظهر في الشكل (2.3).

يتمتع المنحنى الطبيعي بثلاث خصائص معينة (انظر إلى الشكل 2.4). أولاً، تكون قيم المتوسط والوسيط والمنوال متساوية؛ ولهذا نجد أن غالبية قيم البيانات تكون منتشرةً في مركز التوزيع. ثانياً، يكون المنحنى متماثلاً تماماً حول قيمة المتوسط. ثالثاً، يكون الجزء الأيسر والجزء الأيمن من المنحنى، واللذان يُسمَّيان الأطراف (Tails)، متقاربين[1] (Asymptotic)؛ بمعنى أنهما يقتربان من المحور الأفقي ولكنهما لا يتماسان معه إطلاقاً.

عندما نستخدم المنحنى الطبيعي لتمثيل الاحتمالات p (Probabilities)، نسميها التوزيع الطبيعي، والتي نُحدِّد فيها مساحة المنطقة تحت المنحنى مساوية لـ $p = 1.0$ ولأنَّ التوزيع متماثل حول المتوسط؛ فإن $p = 0.5$ على الجزء الأيسر للمتوسط وكذلك $p = 0.5$ على الجزء الأيمن للمتوسط. بالإضافة إلى ذلك، فإن الإحداثي الرأسي (Ordinate) للمنحنى الطبيعي y هو مقدار ارتفاع المنحنى عند نقطة معينة، والذي تكون قيمته هي الأعلى عند مركز المنحنى، وتتناقص كلما ابتعدنا عن المركز في كلا الاتجاهين. يعرض الجدول (B.1) في الملحق (B) القيم المعيارية z ، والاحتمالات، والإحداثيات الرأسية للتوزيع الطبيعي.



شكل (2.4)

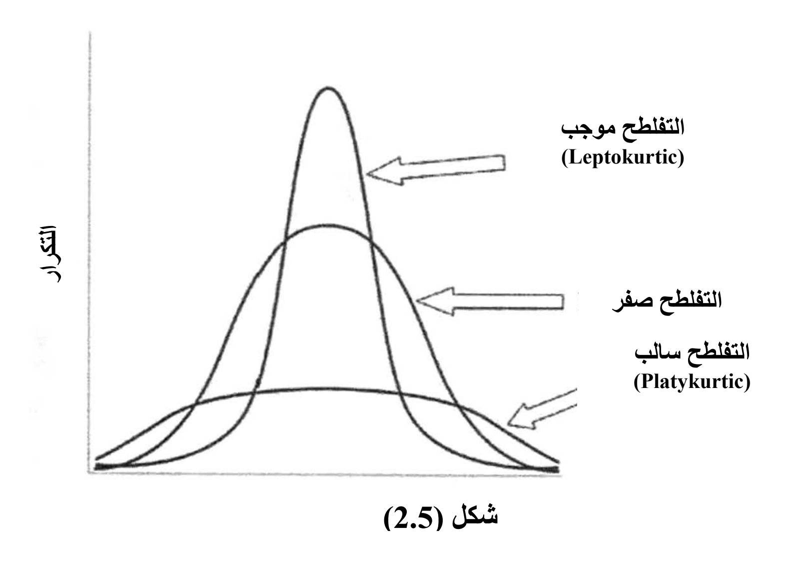
(١) المترجم: هنا نُنبِّه أن كلمة متقاربين لا تعني متقاربين من بعضهما، بل كل منهما يقترب من ملامسة المحور الأفقي.

2.4 حساب التفلطح والالتواء لاختبار تماثل العينة للتوزيع الطبيعي:

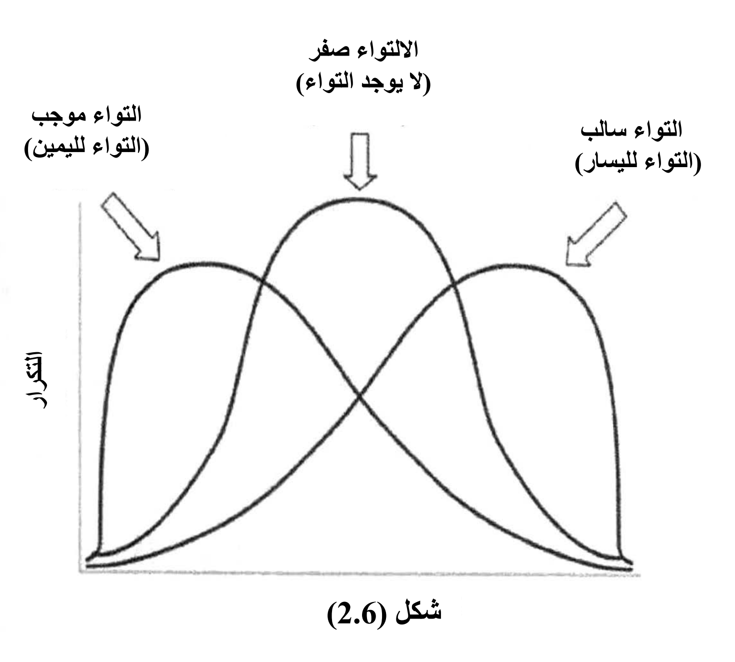
يكون التوزيع التكراري الذي يماثل المنحنى الطبيعي تقريباً متوزعاً بشكل طبيعي، إلا أنه ليس جميع التوزيعات التكرارية لها تقريباً شكل المنحنى الطبيعي، حيث إنَّ قيم البيانات قد تكون متركزةً بكثافة في المنتصف أو منتشرة بشكل كبير إلى الخارج، أو قد يفتقد شكل المنحنى التماثل حينما تكون كثير من القيم متمركزةً في أحد جوانب التوزيع. لوصف هاتين الحالتين، نستخدم مصطلح التفلطح ومصطلح الالتواء بالترتيب.

إنَّ التفلطح هو مقياس للعينة أو المجتمع، ويُحدِّد مدى كون التوزيع للعينة أو المجتمع مسطحاً (Flat) أو مدبباً (Peaked) مقارنةً مع التوزيع الطبيعي. وبطريقة أخرى، يعني التفلطح مقدار تمركز قيم البيانات في وسط التوزيع. بالنظر إلى الشكل (2.5)، التوزيع المدبب يُسمَّى (Leptokurtic)، حيث إنَّه في التوزيع المدبب أو (Leptokurtic) يكون التفلطح موجباً (Positive Kurtosis)؛ أما عندما يكون التوزيع مسطحاً فإنه يُسمَّى (Platykurtic)، ويكون تفلطح التوزيع سالباً (Negative Kurtosis).

يمكن وصف التواء العينة كمقياس لتماثل التوزيع أفقياً مقارنةً بالتوزيع الطبيعي. وكما يظهر في الشكل (2.6)، فعندما تكون قيم التوزيع متمركزةً في الجانب الأيمن للمحنى يقال إن التوزيع ملتوٍ لليسار (Left Skewed)، وفي هذه الحالة يكون نوع الالتواء سالباً (Negative Skewness)؛ أما عندما تكون قيم التوزيع متمركزة في الجانب الأيسر للمنحنى يقال إن التوزيع ملتوٍ لليمين (Right Skewed)، وفي هذه الحالة يكون نوع الالتواء موجباً (Positive Skewness).


التفلطح موجب
(Leptokurtic)
التكرار
التفلطح صفر
التفلطح سالب
(Platykurtic)

شكل (2.5)


الالتواء صفر
(لا يوجد التواء)
التواء موجب
(التواء لليمين)
التواء سالب
(التواء لليسار)
التكرار

شكل (2.6)

يمكننا اســـتخدام التفلطح والالتواء لغرض تحديد ما إذا كانت العينة تماثل تقريباً التوزيع الطبيعي، حيث يمكن اســـتخدام الخطوات الخمس التالية لفحص مدى تماثل توزيع العينة للتوزيع الطبيعي وفقاً للتفلطح والالتواء.

1. حدِّد المتوسط والانحراف المعياري للعينة.

2. حدِّد التفلطح والالتواء للعينة.

3. احسب الخطأ المعياري (Standard Error) للتفلطح وكذلك الخطأ المعياري للالتواء.

4. احسب القيمة المعيارية z للتفلطح، وكذلك القيمة المعيارية z للالتواء.

5. قارن القيم المعيارية z مع المنطقة الحرجة (Critical Region) المحســـوبة للتوزيع الطبيعي.

تتطلب العملية الحسـابية لإيجاد قيم التفلطح والالتواء للتوزيع أولاً إيجاد متوسـط العينـة $\bar{x}$ وكـذلـك الانحراف المعيـاري للعينـة s. تـذكَّر أنـه يتم إيجـاد الانحراف المعياري باسـتخدام الصـيغة الرياضـية (2.2)، أما المتوسـط فيتم إيجاده باسـتخدام الصيغة الرياضية (2.4):

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n} \qquad 2.4$$

حيـث $\sum x_i$ هي عبـارة عن مجموع قيم بيـانـات العينـة، و n هي عـدد قيم المشاهدات في العينة.

يتم إيجـاد التفلطح K والخطـأ المعيـاري للتفلطح SE_K بـاســـتخـدام الصــــيغتين الرياضيتين (2.5) و (2.6) التاليتين:

$$K = \left[\frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum \left(\frac{x_i - \overline{x}}{s} \right)^4 \right] - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)} \qquad 2.5$$

$$SE_K = \sqrt{\frac{24n(n-1)^2}{(n-2)(n-3)(n+5)(n+3)}} \qquad 2.6$$

أما الالتواء S_K والخطأ المعياري للالتواء SE_{S_K} فيتم إيجادهما باستخدام الصيغتين الرياضيتين (2.7) و(2.8) كالتالي:

$$S_K = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum \left(\frac{x_i - \overline{x}}{s} \right)^3 \qquad 2.7$$

$$SE_{S_K} = \sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}} \qquad 2.8$$

يتم تقييم تماثل توزيع العينة للتوزيع الطبيعي باستخدام القيمة المعيارية z للتفلطح والتي نرمز لها بـــ z_K، وكذلك القيمة المعيارية z للالتواء والتي نرمز لها بـــ z_{S_K}. والصيغتان الرياضيتان التاليتان (2.9) و(2.10) نستخدمهما لإيجاد هذه القيم المعيارية:

$$z_K = \frac{K - 0}{SE_K} \qquad 2.9$$ [1]

$$z_{S_K} = \frac{S_K - 0}{SE_{S_K}} \qquad 2.10$$

---

(١) المترجم: لا نرى حاجة لكتابة الصيغتين (2.9) و(2.10) بهذا الشكل، والأنسب حذف الحد الصفري في البسط.

ومن ثَمَّ تقوم بمقارنة هذه القيم المعيارية للتفلطح والالتواء مع تلك القيم المعيارية للتوزيع الطبيعي (انظر إلى جدول (B.1) في الملحق B) للقيم المختارة لمستوى المعنوية (Level of Significance) α. وعلى سبيل المثال، إذا تم اختيار $\alpha = 0.05$ فالقيم المعيارية المحسوبة z للتوزيع ينبغي أن تقع بين 1.96− و1.96+ لكي يكون التوزيع مماثلاً تقريباً للتوزيع الطبيعي.

2.4.1 مسألة مختارة عن فحص التفلطح:

تمثل القيم في الجدول (2.1) أداء الطلاب في اختبار قصير خلال الأسبوع الأول للفصل الدراسي. باستخدام $\alpha = 0.05$، كمستوى معنوية مرغوب فيه، حدِّد ما إذا كانت العينة المكونة من قيم اختبار الأسبوع الأول تماثل تقريباً التوزيع الطبيعي وفق تفلطح العينة.

جدول (2.1)

درجات الاختبار للأسبوع الأول		
90	72	90
89	95	64
100	88	74
35	57	77
95	64	100
84	80	65
76	100	90

أولاً، نُوجِد قيمة متوسط العينة:

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n} = \frac{1706}{21}$$

$$\bar{x} = 80.24$$

ثم نُوجِد الانحراف المعياري للعينة، ومن المفيد إعداد الجدول (2.2) لتسهيل إيجاد المجموع لغرض حساب الانحراف المعياري (انظر إلى الصيغة الرياضية 2.2):

$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{5525.81}{21-1}} = \sqrt{276.29}$$

$$s = 16.62$$

الآن، نستخدم القيم لكلٍّ من المتوسط والانحراف المعياري لإعداد الجدول التالي (2.3) لتسهيل إيجاد المجموع لغرض حساب التفلطح (انظر إلى الصيغة الرياضية 2.5).

جدول (2.2)

$(x_i - \bar{x})^2$	$x_i - \bar{x}$	x_i
95.29	9.76	90
67.87	− 8.26	72
95.29	9.76	90
263.68	−16.24	64
217.91	14.76	95
76.77	8.76	89
38.91	− 6.24	74
60.25	7.76	88
390.53	19.76	100
10.49	− 3.24	77
540.01	− 23.24	57
2046.49	− 45.24	35
390.53	19.76	100
263.68	−16.24	64
217.91	14.76	95

$(x_i - \bar{x})^2$	$x_i - \bar{x}$	x_i
232.20	−15.24	65
0.06	− 0.24	80
14.15	3.76	84
95.29	9.76	90
390.53	19.76	100
17.96	− 4.24	76
		$\sum (x - \bar{x})^2 = 5525.81$

جدول (2.3)

$\left(\frac{x_i - \bar{x}}{s}\right)^4$	$\frac{x_i - \bar{x}}{s}$	x_i
0.119	0.587	90
0.060	− 0.496	72
0.119	0.587	90
0.911	− 0.977	64
0.622	0.888	95
0.077	0.527	89
0.020	− 0.375	74
0.048	0.467	88
1.998	1.189	100
0.001	− 0.195	77
3.820	−1.398	57
54.864	−2.722	35
1.998	1.189	100
0.911	− 0.977	64
0.622	0.888	95
0.706	− 0.917	65
0.000	− 0.014	80

$\left(\frac{x_i-\bar{x}}{s}\right)^4$	$\frac{x_i-\bar{x}}{s}$	x_i
0.003	0.226	84
0.119	0.587	90
1.998	1.189	100
0.004	− 0.255	76

$$\sum\left(\frac{x_i-\bar{x}}{s}\right)^4 = 69.020$$

ثم نحسب التفلطح كالتالي:

$$K = \left[\frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)}\sum\left(\frac{x_i-\bar{x}}{s}\right)^4\right] - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

$$= \left[\frac{21(21+1)}{(21-1)(21-2)(21-3)}(69.020)\right] - \frac{3(21-1)^2}{(21-2)(21-3)}$$

$$= \left[\frac{21(22)}{(20)(19)(18)}(69.020)\right] - \frac{3(20)^2}{(19)(18)}$$

$$= \left[(0.0675)(69.020)\right] - 3.509 = 4.662 - 3.509$$

$$K = 1.153$$

بعد ذلك، نُوجِد الخطأ المعياري للتفلطح:

$$SE_K = \sqrt{\frac{24n(n-1)^2}{(n-2)(n-3)(n+5)(n+3)}}$$

$$= \sqrt{\frac{24(21)(21-1)^2}{(21-2)(21-3)(21+5)(21+3)}}$$

$$= \sqrt{\frac{24(21)(20)^2}{(19)(18)(26)(24)}} = \sqrt{\frac{201,600}{213,408}} = \sqrt{0.945}$$

$$SE_K = 0.972$$

أخيراً، نستخدم التفلطح والخطأ المعياري للتفلطح لإيجاد القيمة المعيارية z (١):

$$z_K = \frac{K-0}{SE_K} = \frac{1.153-0}{0.972}$$

$$z_K = 1.186$$

نستخدم الآن القيمة المعيارية z للتفلطح لفحص تقارب توزيع العينة للتوزيع الطبيعي، حيث إنَّ هذه القيمة المعيارية يجب أن تكون بين 1.96 – و1.96+ لكي تُحقِّق العينة افتراضَ مماثلة التوزيع الطبيعي عند مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$. وبما أن القيمة المعيارية للتفلطح المحسوبة أعلاه تقع في هذا النطاق، فإن العينة تحقق افتراض مماثلة التوزيع الطبيعي للتفلطح. فيما بعدُ يتم فحص التواء العينة لغرض فحص مماثلة توزيع العينة للتوزيع الطبيعي.

2.4.2 مسألة مختارة عن فحص الالتواء:

باستخدام بيانات المثال السابق، حدِّد ما إذا كانت عينة درجات اختبار الأسبوع الأول تماثل تقريباً التوزيع الطبيعي وفق التواء العينة.

---

(١) المترجم: الاسم الصحيح هو القيمة المعيارية z للتفلطح أو z_K

استخدِمْ قيم المتوسط والانحراف المعياري التي حصلنا عليها في المثال السابق لإيجاد الالتواء، وكذلك قُم بإعداد الجدول (2.4) لغرض تسهيل إيجاد قيمة المجموع في الصيغة الرياضية للالتواء.

نحسب الالتواء:

$$S_K = \frac{n}{(n-1)(n-2)}\sum\left(\frac{x_i - \bar{x}}{s}\right)^3 = \frac{21}{(21-1)(21-2)}(-18.415)$$

$$= \frac{21}{(20)(19)}(-18.415)$$

$$S_K = -1.018$$

ثم نحسب الخطأ المعياري للالتواء:

$$SE_{S_K} = \sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}} = \sqrt{\frac{6(21)(21-1)}{(21-2)(21+1)(21+3)}}$$

$$= \sqrt{\frac{6(21)(20)}{(19)(22)(24)}} = \sqrt{\frac{2520}{10,032}} = \sqrt{0.251}$$

$$SE_{S_K} = 0.501$$

أخيراً، نستخدم الالتواء والخطأ المعياري للالتواء لإيجاد القيمة المعيارية z (١):

$$z_{S_k} = \frac{S_K - 0}{SE_{S_K}} = \frac{-1.018}{0.501}$$

$$z_{S_k} = -2.032$$

---

(١) المترجم: الاسم الصحيح هو القيمة المعيارية z للالتواء أو z_{S_K}

جدول (2.4)

$\left(\frac{x_i - \bar{x}}{s}\right)^3$	$\frac{x_i - \bar{x}}{s}$	x_i
0.203	0.587	90
− 0.122	− 0.496	72
0.203	0.587	90
− 0.932	− 0.977	64
0.700	0.888	95
0.146	0.527	89
− 0.053	− 0.375	74
0.102	0.467	88
1.680	1.189	100
− 0.007	− 0.195	77
−2.732	−1.398	57
−20.159	−2.722	35
1.680	1.189	100
− 0.932	− 0.977	64
0.700	0.888	95
− 0.770	− 0.917	65
0.000	− 0.014	80
0.012	0.226	84
0.203	0.587	90
1.680	1.189	100
− 0.017	− 0.255	76

$$\sum\left(\frac{x_i - \bar{x}}{s}\right)^3 = -18.415$$

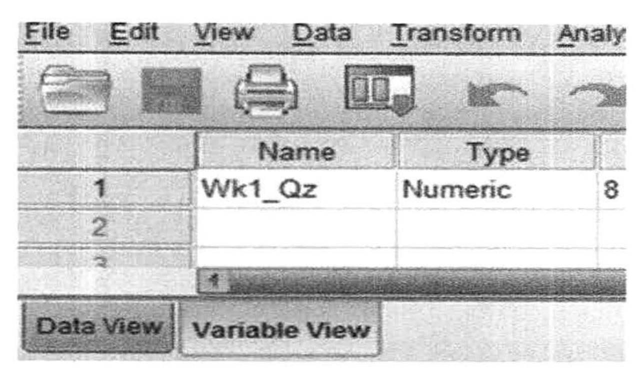
الآن، نستخدم القيمة المعيارية z للالتواء لفحص تقارب توزيع العينة للتوزيع الطبيعي، حيث إنَّ هذه القيمة المعيارية يجب أن تكون بين 1.96 – و1.96+ لكي تحقق العينة افتراض مماثلة التوزيع الطبيعي عند مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$. وبما أن القيمة المعيارية للالتواء المحسوبة أعلاه لا تقع في هذا النطاق، فإن العينة لا تحقق افتراض مماثلة التوزيع الطبيعي للالتواء. وبالتالي فإنه إما أن يتم تعديل العينة وفحصها ثانية، أو يتوجب علينا استخدام اختبار إحصائي لا معلمي.

2.4.3 فحص تماثل التوزيع الطبيعي وفقاً للالتواء والتفلطح باستخدام برنامج SPSS:

سنقوم بتحليل الأمثلة السابقة باستخدام برنامج SPSS.

2.4.3.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة، ثم اكتب اسم المتغير (أو المتغيرات) (Variables) في عمود الاسم "Name" كما هو واضح في الشكل (2.7)، حيث قُمنا بتسمية المتغير "WK1_Qz".



شكل (2.7)

2.4.3.2 أدخل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة، وأدخِلْ قيم البيانات (Data Values) أسفل أسماء المتغيرات المعنية بهذه القيم كما هو مُوضَّح في الشكل (2.8)، حيث قُمنا بإدخال القيم لعينة "WK1_Qz".

2.4.3.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو موضح في الشكل (2.9)، اختر القائمة المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الإحصاء الوصفي "Descriptive Statistics"، ثم اختر منها "...Descriptives".

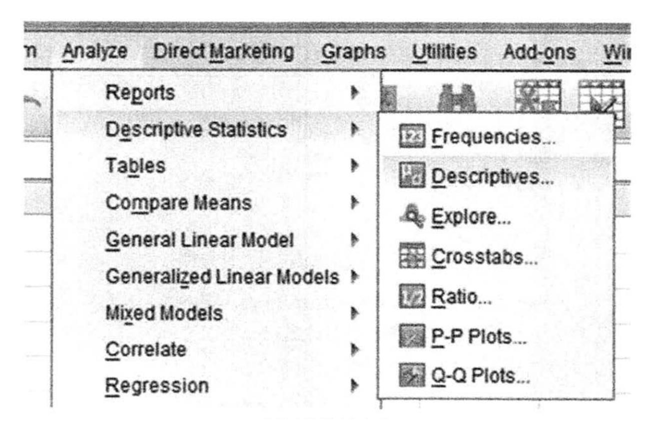
اختر المتغير أو المتغيرات التي تريد أن تفحص توزيع بياناتها أو قيمها، ثم اضغط على الأيقونة في الوسط لنقل المتغير إلى صندوق "Variable(s)" كما هو موضح في الشكل (2.10). بعد ذلك، اضغط على أيقونة الخيارات "...Options" لتفتح نافذة الخيارات الوصفية "Descriptive Options" كما هو مُوضَّح في الشكل (2.11)، وفي الحقل الخاص بالتوزيع "Distribution"، اختر كلاً من التفلطح "Kurtosis" والالتواء "Skewness"، ثم اختر استمرار "Continue".

أخيراً، وحال رجوعك لنافذة "Descriptives"، كما هو واضح في الشكل (2.12)، اختر أيقونة "OK" لتنفيذ التحليل.

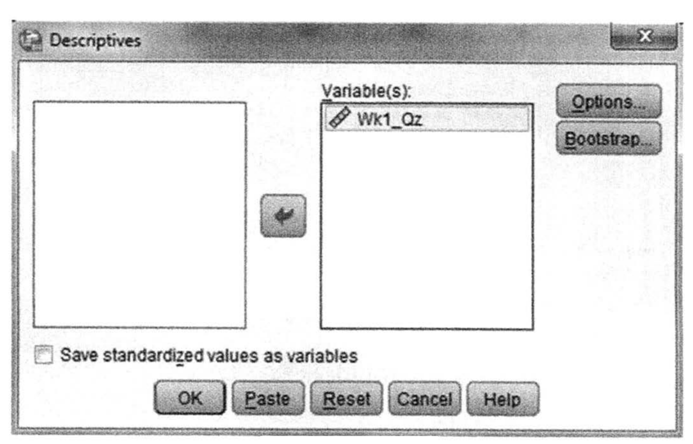
	Wk1_Qz
1	90.00
2	72.00
3	90.00
4	64.00
5	95.00
6	89.00
7	74.00
8	88.00
9	100.00
10	77.00

Data View | Variable View

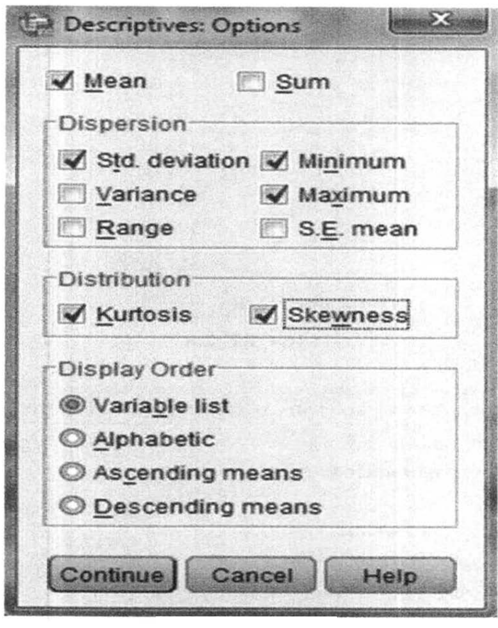
شكل (2.8)



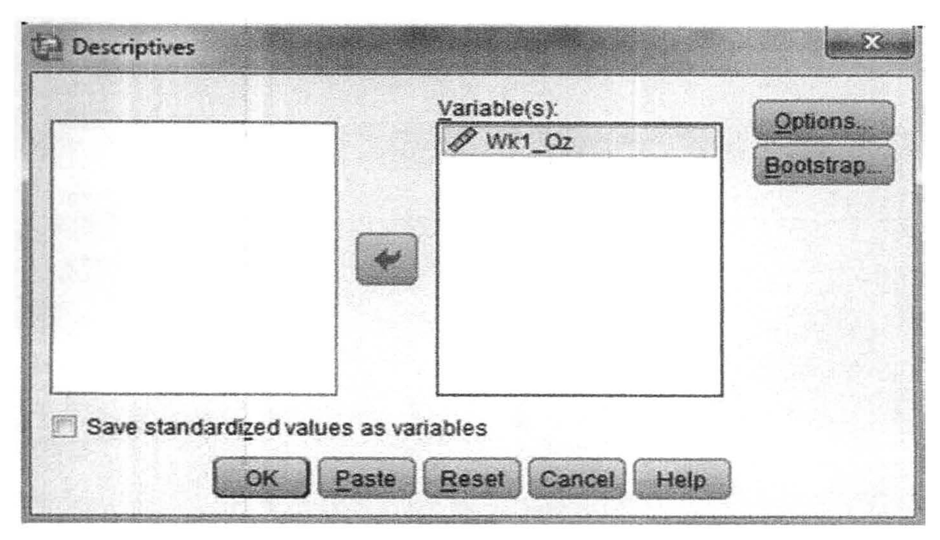
شكل (2.9)



شكل (2.10)



شكل (2.11)



شكل (2.12)

2.4.3.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

تعرض مخرجات SPSS (2.1) التفلطح والالتواء ومعها أيضاً قيم الخطأ المعياري لكل منهما، حيث إنَّه في مثالنا هذا نجد أن الالتواء يساوي 1.018− والخطأ المعياري له 0.501، أما التفلطح فقيمته 1.153 والخطأ المعياري له 0.972.

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
Wk1_Qz	21	35.00	100.00	80.2381	16.62199	-1.018	.501	1.153	.972
Valid N (listwise)	21								

مخرجات SPSS: (2.1)

في هذه المرحلة، نحتاج أن نحسب القيم المعيارية z لكلٍّ من الالتواء والتفلطح يدوياً كما فعلنا في الأمثلة السابقة.

أولاً، نحسب القيم المعيارية z للتفلطح كالتالي:

$$z_K = \frac{K-0}{SE_K} = \frac{1.153-0}{0.972}$$

$$z_K = 1.186$$

ثم نحسب القيم المعيارية z للالتواء كالتالي:

$$z_{S_k} = \frac{S_K-0}{SE_{S_K}} = \frac{-1.018}{0.501}$$

$$z_{S_k} = -2.032$$

كلتا القيمتين يجب أن تقعا بين 1.96− و 1.96 + ليتحقق افتراض تقارُب توزيع العينة للتوزيع الطبيعي عند مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$. وحيث إنَّ القيم المعيارية z للتفلطح تقع في نطاق القيم المرغوب فيها، ولكن القيم المعيارية z للالتواء لا تقع

في هذا النطاق؛ فإن هذا يعني أن العينة حقَّقت افتراض مماثلة التوزيع الطبيعي للتفلطح ولكنها لم تُحقِّق هذا الافتراض للالتواء وذلك عند مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$. وبالتالي فإنه إما أن نقوم بتعديل العينة ونُجري فحص مماثلة توزيعها للتوزيع الطبيعي مرة أخرى، أو نستخدم اختباراً إحصائياً لامعلمياً.

2.5 حساب اختبار كولموقروف - سميرنوف لعينة واحدة:

إن اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة هو إجراء يفحص مدى تشابه مجموعتين من القيم، وللغرض الذي نحن بصدده، فإن مجموعتي القيم اللتين نقارنهما؛ هما التوزيع التكراري (Frequency Distribution) المحسوب لعينة مسحوبة عشوائياً، والتوزيع التكراري التجريبي لمجتمع العينة. بالإضافة إلى ذلك، فإن العينة المسحوبة يتم فحص مدى تماثلها للتوزيع الطبيعي عندما يكون التوزيع التكراري التجريبي لتوزيع طبيعي.

يتم استخدام اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة لمقارنة توزيعين تكراريين تراكميين (Cumulative Frequency Distributions)، إذ إنَّ التوزيع التكراري التراكمي مفيدٌ لغرض إيجاد عدد القيم (أو المشاهدات) التي تزيد أو تقل عن قيمة معينة في بيانات العينة. ويتم حساب هذه التكرارات التراكمية لقيمة معينة بأَخْذ القيمة التكرارية لها وإضافة جميع التكرارات السابقة لها في الجدول. بمعنى آخر، هذه العملية بمثابة إيجاد مجموع تكرارات التوزيع المتتالية وتحديثها في كل مرة نضيف تكراراً آخر (Running Total). إن إيجاد كلٍّ من التوزيع التكراري التراكمي المحسوب للعينة وكذلك التوزيع التراكمي التجريبي يساعدنا في إيجاد النقطة التي يبلغ فيها التوزيعان أعلى درجة اختلاف بينهما، ومن ثَمَّ يقوم الاختبار باستخدام القيمة العليا للاختلاف لتحديد القيمة الاحتمالية p $(p-value)$ المقدرة للاختبار غير المُوجَّه (Two Tailed)؛ وذلك لمعرفة ما إذا كانت العينات متشابهة أو مختلفة إحصائياً.

ولإجراء اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة، نبدأ بتحديد التوزيع التكراري التجريبي النسبي (Relative Empirical Frequency Distribution) $\hat{f}_{x_i}$ للعينة المسحوبة، وهذا التوزيع التكراري التجريبي النسبي سيكون تقريباً للتوزيع الطبيعي حيث إنَّنا نقوم بفحص مدى تماثل قيم العينة المسحوبة للتوزيع الطبيعي.

أولاً، نحسب قيمة المنتصف M وكذلك الانحراف المعياري s للعينة المسحوبة، كما في الصيغتين الرياضيتين (2.11) و(2.12) التاليتين:

$$M = \frac{x_{\max} + x_{\min}}{2} \qquad 2.11$$

حيث $x_{\max}$ هي أكبر قيمة للعينة و $x_{\min}$ هي أصغر قيمة للعينة.

$$s = \sqrt{\frac{\sum (f_i x_i^2) - \frac{\left(\sum f_i x_i\right)^2}{n}}{n-1}} \qquad 2.12$$

حيث إنَّ x_i هي قيم العينة المسحوبة، و f_i هي تكرارات قيم العينة المسحوبة، و n هي عدد مشاهدات العينة المسحوبة.

بعد ذلك، نقوم بحساب القيمة المعيارية z لقيم العينة المسحوبة x_i وذلك باستخدام قيمة المنتصف والانحراف المعياري كما في الصيغة الرياضية (2.13) التالية:

$$z = \left| \frac{x_i - M}{s} \right| \qquad 2.13$$

استخدِم هذه القيم المعيارية z والجدول (B.1) في الملحق (B) لتحديد القيمة الاحتمالية $\hat{p}_{x_i}$ المقترنة بكل قيمة من بيانات العينة، وهذه القيم الاحتمالية هي التكرارات النسبية للتوزيع التكراري التجريبي $\hat{f}_r$.

الآن، نُوجد القيمَ النسبية للتوزيع التكراري للعينة المسحوبة f_r باستخدام الصيغة الرياضية (2.14) التالية:

$$f_r = \frac{f_i}{n} \qquad 2.14$$

حيث f_i تكرار قيم العينة المسحوبة، و n هي عدد قيم العينة المسحوبة.

حيث إنَّ اختبار كولموقروف سميرنوف يستخدم التوزيعات التكرارية التراكمية، فإن كلاً من التوزيع التكراري التجريبي النسبي وكذلك التوزيع التكراري المحسوب النسبي للعينة المسحوبة يجب أن يعدلا إلى التوزيعات التكرارية التراكمية $\hat{F}_{x_i}$ و S_{x_i} بالترتيب. وباستخدام الصيغتين الرياضيتين (2.15) و(2.16) نُوجِد القيمةَ المطلقة للاختلافات $\tilde{D}$ و D بين التوزيعات التكرارية التراكمية:

$$\tilde{D} = \left| \hat{F}_{x_i} - S_{x_i} \right| \qquad 2.15$$

$$D = \left| \hat{F}_{x_i} - S_{x_{i-1}} \right| \qquad 2.16$$

استخدِمْ القيمة العليا للاختلاف لحساب إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف (Kolmogorov-Smirnov Test Statistic) Z باستخدام الصيغة الرياضية (2.17) كالتالي:

$$Z = \sqrt{n}\ \max\left(|D|, |\tilde{D}| \right) \qquad 2.17$$

بعد ذلك، استخدِمْ إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف Z والصيغة الرياضية من Smirnov (1948) (انظر إلى الصيغ الرياضية (2.18) و(2.19) و(2.20) و(2.21) و(2.22) و(2.23)) لإيجاد تقدير القيمة الاحتمالية p للاختبار غير الموجَّه.

2.18 إذا كان $0 \le Z < 0.27$ فإن $p = 1$

2.19 إذا كان $0.27 \le Z < 1$ فإن

$$p = 1 - \frac{2.506628}{Z}(Q + Q^9 + Q^{25})$$

حيث

$$Q = e^{-1.33701 Z^{-2}} \qquad 2.20$$

2.21 إذا كان $1 \le Z < 3.1$ فإن $p = 2(Q - Q^4 + Q^9 - Q^{16})$

حيث

$$Q = e^{-2Z^2} \qquad 2.22$$

$$\text{إذا كان } Z \geq 3.1 \text{ فإن } p = 0 \qquad 2.23$$

تشير القيمة الاحتمالية p التي تزيد عن مستوى الخطر (Level of Risk) الذي تمَّ اختياره للفرضية الصفرية (Null Hypothesis) إلى أن العينة المسحوبة تقارب العينة التجريبية، وحيث إنَّ التوزيعات التجريبية تقارب التوزيع الطبيعي؛ فإننا نستطيع القول إن العينة المسحوبة تتوزع طبيعياً بشكل كافٍ لاستخدام الإحصاءات المعلمية. في المقابل، القيمة الاحتمالية p التي تقلُّ عن مستوى المعنوية تشير إلى أن العينة المسحوبة لا تتوزع طبيعياً بالشكل الكافي لاستخدام الإحصاءات المعلمية. وستكون الاختبارات الإحصائية اللامعلمية في هذا الكتاب مفيدةً عندما لا تُماثِل العينة التوزيع الطبيعي بشكل كافٍ.

2.5.1 مسألة مختارة عن اختبار كولموقروف ـ سميرنوف لعينة واحدة:

قرر أحد المتاجر متعدد الأقسام أن يُجرِي تقييماً لمستوى رضا الزبائن، وكجزء من الدراسة التمهيدية (Pilot Study)، يقوم المتجر بإجراء مسح على مجموعة من الزبائن لتقييم مستوى لباقة الموظفين العاملين. يستخدم المسح مقياساً من 1 إلى 10 درجات، والذي أشار المُعِد له بأن نتيجة المسح ينبغي أن تقارب التوزيع الطبيعي. استخدِم اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة لتُحدِّد ما إذا كانت الدرجات التي أجابت بها عينة المسح من الزبائن تُطابِق تقريباً التوزيعَ الطبيعي، حيث إنَّ نتيجة المسح كما هي موضحة في الجدول (2.5).

جدول (2.5)

نتائج المسح			
6	3	3	7
5	4	4	4
9	8	5	5
7	5	5	5
2	6	8	6

2.5.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تُحدِّد الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) أن توزيع العينة المسحوبة يماثِل تقريباً التوزيع الطبيعي، أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فهي تشير إلى أن توزيع العينة المسحوبة لا يُماثِل تقريباً التوزيع الطبيعي.

الفرضية الصفرية هي:

H_0: لا يوجد اختلاف بين توزيع نتائج عينة المسح وعينة تجريبية مُوزَّعة طبيعياً.

فرضية البحث هي:

H_A: يوجد اختلاف بين توزيع نتائج عينة المسح وعينة تجريبية مُوزَّعة طبيعياً.

2.5.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى ألفا (α)، عادةً ليساوي 0.05. وفي مثالنا الراهن سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أنَّ الفرقَ الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

2.5.1.3 اختر إحصاءَ الاختبار المناسب:

نهدف إلى مقارنة العينة المسحوبة والعينة التجريبية المُوزَّعة طبيعياً، وسيقوم اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة بهذه المقارنة.

2.5.1.4 احسب إحصاء الاختبار

أولاً، حدِّد نقطة المنتصف والانحراف المعياري للعينة المسحوبة. سيساعدنا الجدول (2.6) في إيجاد قيم المجاميع اللازمة لحساب هذه القيم.

جدول (2.6)

درجات المسح	تكرارالدرجات		
x_i	f_i	$f_i x_i$	$f_i x_i^2$
1	0	0	0
2	1	2	4
3	2	6	18
4	3	12	48
5	6	30	150
6	3	18	108
7	2	14	98
8	2	16	128
9	1	9	81
10	0	0	0
	$n = 20$	$\sum f_i x_i = 107$	$\sum f_i x_i^2 = 635$

استخدِم الصيغة الرياضية (2.11) لإيجاد نقطة المنتصف:

$$M = (x_{\max} + x_{\min}) \div 2$$
$$= (9 + 2) \div 2$$
$$M = 5.5$$

بعد ذلك، استخدِم الصيغة (2.12) لإيجاد الانحراف المعياري:

$$s=\sqrt{\frac{\sum(f_i x_i^2)-\frac{\left(\sum f_i x_i\right)^2}{n}}{n-1}}$$

$$=\sqrt{\frac{\sum 635-\frac{107^2}{20}}{20-1}}$$

$$s=1.81$$

الآن، نُوجِد القيمَ المعيارية z ، والتكرارات النســـبية للعينة التجريبية، وكذلك التكرارات النسـبية للعينة المسـحوبة لكل درجة من درجات المسـح كما هو مُوضَّـح في الجدول (2.7).

جدول (2.7)

تكرار المسحوبة	تكرار التجريبية	تكرارالدرجات			درجات المسح
f_r	$\hat{f}_r$	$\hat{p}_{x_i}$	القيمة المعيارية	f_i	x_i
0.000	0.006	0.0064	2.49	0	1
0.050	0.020	0.0266	1.93	1	2
0.100	0.064	0.0838	1.38	2	3
0.150	0.140	0.2033	0.83	3	4
0.300	0.250	0.3897	0.28	6	5
0.150	0.250	0.3897	0.28	3	6
0.100	0.140	0.2033	0.83	2	7
0.100	0.064	0.0838	1.38	2	8
0.050	0.020	0.0266	1.93	1	9
0.000	0.006	0.0064	2.49	0	10

سنُقدِّم شـرحاً توضـيحياً لكيفية إيجاد حسـابات القيم التي تضـمنها الجدول (2.7) لدرجة المسح = 4 كالتالي:

استخدِم الصيغة (2.13) لحساب القيمة المعيارية z :

$$z = \left|\frac{x_i - M}{s}\right|$$
$$= \left|\frac{4 - 5.5}{1.81}\right|$$
$$z = 0.83$$

اســـتخدِم كلَّ قيمة من القيم المعيارية z والجدول (B.1) في الملحق (B) لإيجاد القيمة الاحتمالية $\hat{p}_{x_i}$ المقترنة بكل قيمة من البيانات:

$$\hat{p}_4 = 0.2033$$

لإيجـاد قيمـة التكرار التجريبي $\hat{f}_r$ لكـل قيمـة من البيـانـات، نطرح التكرار التجريبي الســـابق $\hat{f}_{r-1}$ من القيمة الاحتمالية المقترنة بتلك القيمة من البيانات $\hat{p}_{x_i}$ ، وبمعنى آخر:

$$\hat{f}_r = \hat{p}_{x_i} - \hat{f}_{r-1}$$

نقوم بحســاب قيم التوزيع التكراري التجريبي من بداية قيم التوزيع حيث $x_i = 1$ ونستمر حتى قيمة المنتصف، $x_i = 5$:

$$\hat{f}_{r1} = \hat{p}_1 - \hat{f}_{r0} = 0.0064 - 0.000 = 0.006$$
$$\hat{f}_{r2} = \hat{p}_2 - \hat{f}_{r1} = 0.0266 - 0.006 = 0.020$$
$$\hat{f}_{r3} = \hat{p}_3 - \hat{f}_{r2} = 0.0838 - 0.020 = 0.064$$
$$\hat{f}_{r4} = \hat{p}_4 - \hat{f}_{r3} = 0.2033 - 0.064 = 0.140$$
$$\hat{f}_{r5} = \hat{p}_5 - \hat{f}_{r4} = 0.3897 - 0.140 = 0.250$$

حيث إنَّ التوزيع التكراري التجريبي يكون وَفْق التوزيع الطبيعي المتماثل (Symmetrical)؛ فإنه يمكننا إكمال قيم التوزيع التكراري التجريبي باستخدام خاصية التوزيع المتماثل كما هو واضح في الجدول (2.7).

الآن، نُوجِد قيمَ التوزيع التكراري للعينة المسحوبة f_r وذلك باستخدام الصيغة الرياضية (2.14)، حيث سنُقدِّم شرحاً توضيحياً للحالة التي تكون فيها درجة المسح =4، والتي يتكرر حدوثها ثلاث مرات:

$$f_{r4} = \frac{f_{x_i=4}}{n} = \frac{3}{20}$$
$$f_r = 0.150$$

بعد ذلك، نقوم بعمل التوزيع التكراري التراكمي وذلك باستخدام كلٍّ من التوزيع التكراري التجريبي والتوزيع التكراري للعينة المسحوبة، إذ إنَّ قيمة التكرار التراكمية يتم حسابها بجَمْع قيمة التكرار مع جميع قيم التكرارات السابقة كما هو موضح في الجدول (2.8).

الآن، نُوجد القيمة المطلقة للاختلاف $\tilde{D}$ و D بين التوزيعين التكراريين التراكميين، حيث إنَّه باستخدام الصيغتين الرياضيتين (2.15) و(2.16) سنوضح كيفية حساب القيم المطلقة للاختلاف للحالة التي تكون فيها درجة المسح = 4 والموضحة في الجدول (2.9) بالخط العريض.

$$\tilde{D}_4 = \left|\hat{F}_4 - S_4\right| = |0.230 - 0.300|$$
$$\tilde{D}_4 = 0.070$$

و

$$D_4 = \left|\hat{F}_4 - S_3\right| = |0.230 - 0.150|$$
$$D_4 = 0.080$$

جدول (2.8)

درجات المسح	التكرار النسبي		التكرار التراكمي	
	التجريبية	المسحوبة	التجريبية	المسحوبة
x_i	$\hat{f}_r$	f_r	$\hat{F}_{x_i}$	S_{x_i}
1	0.006	0.000	0.006	0.000
2	0.020	0.050	0.020+0.006=0.026	0.050+0.000=0.050

التكرار التراكمي		التكرار النسبي		درجات المسح
المسحوبة	التجريبية	المسحوبة	التجريبية	
S_{x_i}	$\hat{F}_{x_i}$	f_r	$\hat{f}_r$	x_i
0.100+0.050=0.150	0.064+0.026=0.090	0.100	0.064	3
0.150+0.150=0.300	0.140+0.090=0.230	0.150	0.140	4
0.300+0.300=0.600	0.250+0.230=0.480	0.300	0.250	5
0.150+0.600=0.750	0.250+0.480=0.730	0.150	0.250	6
0.100+0.750=0.850	0.140+0.730=0.870	0.100	0.140	7
0.100+0.850=0.950	0.064+0.870=0.934	0.100	0.064	8
0.050+0.950=1.000	0.020+0.934=0.954	0.050	0.020	9
0.000+1.000=1.000	0.006+0.954=0.960	0.000	0.006	10

جدول (2.9)

التكرار التراكمي		التكرار التراكمي		درجات المسح
الاختلاف		المسحوبة	التجريبية	
D	$\tilde{D}$	S_{x_i}	$\hat{F}_{x_i}$	x_i
	0.006	0.000	0.006	1
0.026	0.024	0.050	0.026	2
0.040	0.060	0.150	0.090	3
0.080	**0.070**	**0.300**	**0.230**	**4**
0.180*	0.120	0.600	0.480	5
0.130	0.020	0.750	0.730	6
0.120	0.020	0.850	0.870	7
0.084	0.016	0.950	0.934	8
0.004	0.046	1.000	0.954	9
0.040	0.040	1.000	0.960	10

لإيجاد قيمة إحصاء الاختبار Z، نستخدم القيمة الكبرى لكلٍّ من $\tilde{D}$ و D في الصيغة الرياضية (2.17)، حيث إنَّه في الجدول (2.9) تمَّ تمييز هذه القيمة بعلامة (*) بجانبها. تقع هذه القيمة عند درجة المسح =5، $\max\left(|D|,|\tilde{D}|\right)=0.180$:

$$\begin{aligned} Z &= \sqrt{n}\ \max\left(|D|,|\tilde{D}|\right) \\ &= \sqrt{20}\ (0.180) \\ &= 0.805 \end{aligned}$$

2.5.1.5 أوجد القيمة الاحتمالية p المقترنة بإحصاء الاختبار:

سنستخدم إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف Z والصيغة الرياضية من Smirnov (1948) (انظر إلى الصيغ الرياضية (2.18) و(2.19) و(2.20) و(2.21) و(2.22) و(2.23)) وذلك لإيجاد تقدير القيمة الاحتمالية p للاختبار غير الموجه. وحيث إنَّ $0.27 \le Z < 1$، نستخدم الصيغة الرياضية (2.19) والصيغة الرياضية (2.20) كالتالي:

$$\begin{aligned} Q &= e^{-1.33701Z^{-2}} \\ &= e^{-1.33701(0.805)^{-2}} \\ Q &= 0.149 \end{aligned}$$

و

$$p = 1-\frac{2.506628}{Z}\left(\mathrm{Q}+\mathrm{Q}^9+\mathrm{Q}^{25}\right)$$

$$= 1-\frac{2.506628}{0.805}\left(0.149+0.149^9+0.149^{25}\right)$$

$$p = 0.536$$

2.5.1.6 قارِن القيمةَ الاحتمالية p ومستوى الخطر (أو مستوى المعنوية):

في مثالنا هذا، فإن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي$\alpha = 0.05$، والقيمة الاحتمالية p المحسوبة هي $p = 0.536$. إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة الاحتمالية المحسوبة p، فيجب علينا رفض الفرضية الصفرية؛ أما إذا كانت

القيمة الحرجة أصغر من القيمة الاحتمالية المحسوبة p ، فإنه يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية، وحيث إنَّ القيمة الحرجة أصغر من القيمة الاحتمالية المحسوبة p ($0.05<0.536$)، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

2.5.1.7 تفسير النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية، وهذا يقترح أن نتائج مسح العملاء لمستوى لباقة الموظفين العاملين يماثل بشـــكل كافٍ التوزيع الطبيعي، وهذا يعني أنه بإمكاننا استخدام إجراء إحصائي معلمي لهذه العينة.

2.5.1.8 كتابة النتائج:

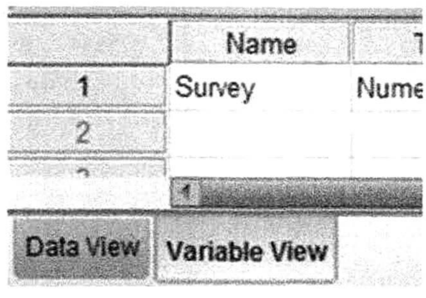
عند كتابة نتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة، نذكر إحصاء الاختبار (D)، ودرجة الحرية (والتي تساوي حجمَ العينة)، والقيمة الاحتمالية p مقارنةً بمستوى المعنوية α. في مثالنا هذا، ووفقاً لنتيجة التحليل فإن توزيع عينة العملاء يتبع التوزيع الطبيعي تقريباً، حيث $D_{(20)} = 0.180$ ، و $p > 0.05$.

2.5.2 إجراء اختبار كولموقروف - سميرنوف لعينة واحدة باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

2.5.2.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة، ثم اكتُب اسم المتغير (أو المتغيرات) (Variables) في عمود الاسم "Name" كما هو واضح في الشكل (2.13)، حيث قُمنا بتسمية المتغير "Survey".



شكل (2.13)

2.5.2.2 أدخِل قيمَ البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة، وأدخِل قيم البيانات (Data Values) في العمود "Survey" كما هو مُوضَّح في الشكل (2.14).

	Survey
1	2.00
2	3.00
3	3.00
4	4.00
5	4.00
6	4.00
7	5.00
8	5.00
9	5.00
10	5.00

Data View | Variable View

شكل (2.14)

2.5.2.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

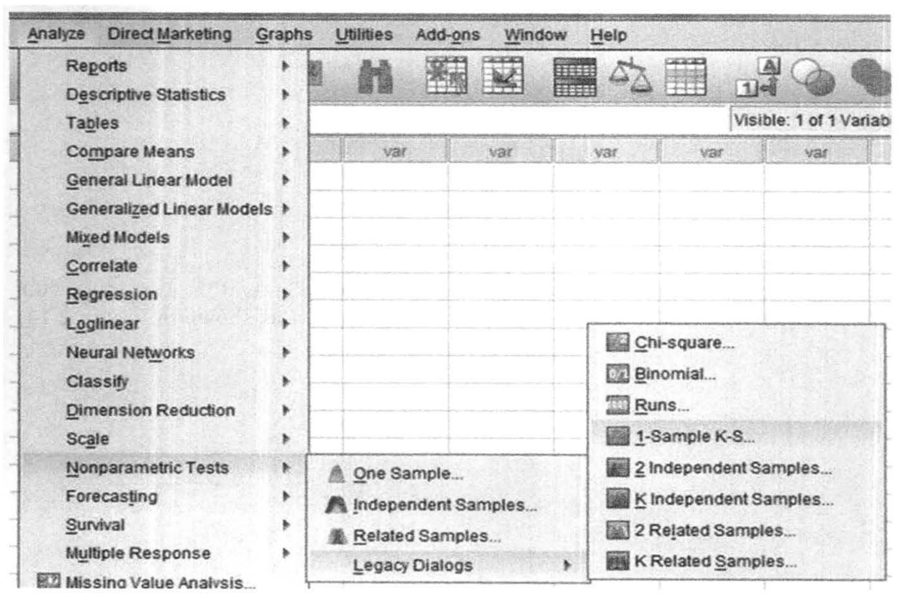
كما هو مُوضَّح في الشكل (2.15)، اختر القائمة المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها

الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs"، ثم اختر اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة "1- Sample K-S…".

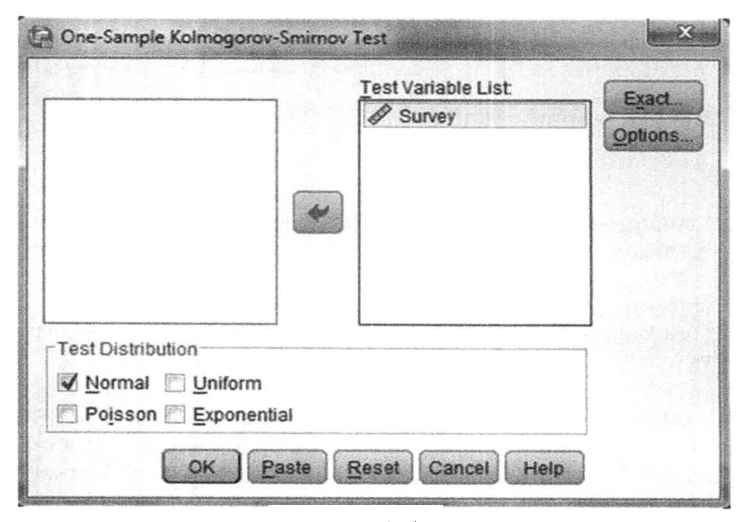
استخدِم زر السهم لنقل المتغير وقيم بياناته في صندوق قائمة متغيرات الاختبار "Test Variable List" كما هو موضح في الشكل (2.16). أخيراً، اضغطْ على زر "OK" لتنفيذ التحليل.

2.5.2.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

تعرض مخرجات SPSS (2.2) أكبر قيمة للاختلاف ($D = 0.176$)، وإحصاء اختبار كولموقروف - سميرنوف ($Z = 0.789$)، والمعنوية ($p = 0.562$). وفقاً لنتائج SPSS، فإن القيمة الاحتمالية p أكبر من مستوى المعنوية المرتبط بالفرضية الصفرية ($\alpha = 0.05$)، وبالتالي لا نرفض الفرضية الصفرية. بمعنى آخر، توزيع العينة يقارب التوزيع الطبيعي بشكل كافٍ.



شكل (2.15)



شكل (2.16)

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Survey
N		20
Normal Parameters[a,b]	Mean	5.3500
	Std. Deviation	1.81442
Most Extreme Differences	Absolute	.176
	Positive	.176
	Negative	-.124
Kolmogorov-Smirnov Z		.789
Asymp. Sig. (2-tailed)		.562

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

مخرجات SPSS (2.2)

وكملاحظة إضـــافية، فإن الفروقات الظاهرة بين قيم النتائج الناتجة من تحليل المثال ســـابقاً ومخرجات SPSS أعلاه هي غالباً تعود لدقة القيم والخطأ الحســـابي للتقريب.

2.6 ملخص:

تعتمد الاختبارات الإحصائية المعلمية كاختبار t (t-Test)، وتحليل التباين الأحادي (One-Way Anova) على افتراضات معينة؛ ولهذا فمن الضروري أن تقوم بفحص البيانات التي يتمُّ جمعها في مدى تقارُبها مع التوزيع الطبيعي. وعند عمل هذا الفحص، يمكنك أن تُقرِّر ما إذا كنتَ ستستخدم اختباراً معلمياً أو لامعلمياً لتحليل البيانات.

في هذا الفصل، عرضنا ثلاثة مقاييس كمية لقياس مدى تماثُل بيانات العينة للتوزيع الطبيعي، إذ إنَّنا قُمنا أولاً بوصف كيفية فَحْص تفلطح والتواء العينة. بعد ذلك، قدَّمنا وصفاً لكيفية إجراء وتفسير نتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة. في الفصول القادمة، سنُقدِّم وصفاً لعدة إجراءات لامعلمية والتي تستخدم لتحليل بيانات العينات التي لا تُحقِّق الافتراضات اللازمة للاختبارات الإحصائية المعلمية. وفي الفصل القادم، سنبدأ بوصف اختبار لمقارنة عينتين مرتبطتين (Related Samples).

2.7 تمارين:

1. القيم في الجدول (2.10) هي عينة من درجات مستوى القراءة لطلاب صف تاسع، والذين تمَّ قياسهم باستخدام مقياس نسبي (Ratio Scale). افحص التواء وتفلطح العينة لتقييم مدى تماثُل توزيع العينة للتوزيع الطبيعي وذلك باستخدام $\alpha = 0.05$، واكتب النتائج.

2. باستخدام نتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة، افحص قيمَ العينة في الجدول (2.10)، واكتُب النتائج.

جدول (2.10)

درجات صف تاسع في مستوى القراءة									
8.90	8.90	8.90	8.80	8.80	8.70	8.70	8.20	8.20	8.10
9.40	9.40	9.40	9.40	9.30	9.30	9.30	9.20	9.20	9.20
9.90	9.70	9.70	9.60	9.60	9.60	9.50	9.50	9.50	9.50

2.8 حلول التمارين:

1. مخرجات SPSS هي القيم التالية:

الالتواء = 0.904 –

الخطأ المعياري للالتواء = 0.427

التفلطح = 0.188

الخطأ المعياري للتفلطح = 0.833

القيم المعيارية Z المحسوبة هي كالتالي:

$$Z_{S_K} = -2.117$$

و

$$Z_K = 0.226$$

عند مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$، فإن نتيجة اختبار التماثُل مع التوزيع الطبيعي هي عدم التماثل وَفْق التواء العينة، في حين أن نتيجة اختبار التماثل مع التوزيع الطبيعي هي التماثل وفق تفلطح العينة. وبالتالي، فإنه وفقاً للمعيار الذي نعتمده عند

$\alpha = 0.05$ ، فإن عينة درجات طلاب صف تاسع في مستوى القراءة لا تُماثِل التوزيع الطبيعي بشكل كافٍ.

2. مخرجات برنامج SPSS (2.3) تُوضِّح لنا نتائجَ اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة.

قيمة إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف المحسوبة = 1.007

قيمة المعنوية غير الموجَّهة = 0.263

وفقاً لاختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ ، فإن عينة درجات طلاب صف تاسع في مستوى القراءة تُماثِل التوزيع الطبيعي بشكل كافٍ.

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Scores
N		30
Normal Parameters[a,b]	Mean	9.1800
	Std. Deviation	.46639
Most Extreme Differences	Absolute	.184
	Positive	.099
	Negative	-.184
Kolmogorov-Smirnov Z		1.007
Asymp. Sig. (2-tailed)		.263

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

مخرجات SPSS (2.3)


٨٤

الفصل الثالث

مقارنة عينتين مرتبطتين: اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب واختبار الإشارة

3.1 الأهداف:

سوف تتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تقوم بحساب اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب (Wilcoxon Signed Rank Test).
- كيف تقوم بإجراء اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب باستخدام SPSS.
- كيف تقوم بإيجاد فترة ثقة للوسيط (Median Confidence Interval) باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب للأزواج المتقابلة (Matched Pairs) [١].
- كيف تقوم بحساب اختبار الإشارة (Sign Test).
- كيف تقوم بإجراء اختبار الإشارة باستخدام SPSS.

3.2 مقدمة:

لنفترض أنك تستخدم اختباراً سلوكياً على مجموعة صغيرة من الأفراد، وبعد إخضاع هذه المجموعة لمعالجة ما، وليكن على سبيل المثال إعطاؤهم جرعات من فيتامين سي على مدى عدة أسابيع، تقوم بعد هذه المدة بتطبيق الاختبار السلوكي مرة أخرى على المجموعة نفسها. بعد ذلك، تقوم بمقارنة نتائج الاختبارين السلوكيين لمعرفة ما إذا كانت هناك أية فروق بين نتائج الاختبارين.

---

(١) المترجم: مفردة الأزواج المتقابلة (Matched Pairs) قد تكون مربكة للفهم، والأنسب الاكتفاء بمفردة الأزواج أسوةً بالاختبارات الأخرى التي تستخدم الأزواج كاختبار t للأزواج (Paired t Test).

إن مجموعتي درجات الاختبار السلوكي (قبل تطبيق المعالجة وبعدها) في السيناريو المذكور أعلاه مرتبطتان أو زوجيتان؛ وهذا بسبب أن كل فرد قد خضع للاختبار مرتين. بمعنى آخر، كل درجة في إحدى مجموعتي الدرجات تقابلها درجة أخرى في المجموعة الأخرى. إن اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب واختبار الإشارة هما من الإجراءات الإحصائية اللامعلمية (Nonparametric Statistical Procedures) التي تُستخدَم لمقارنة عينتين مرتبطتين (Related Samples) أو زوجيتين (Paired)، والتي تقابل الإجراء الإحصائي المعلمي المعروف بالأسماء التالية: اختبار Student's t (Student's t-Test) أو اختبار t للأزواج المتقابلة (t-Test for Matched Paires)، أو اختبار t للعينات الزوجية (t-Test for Paired Smples)، أو اختبار t للعينات المرتبطة (t-Test for Dependent Samples).

سنقوم في هذا الفصل بوصف كيفية إجراء وتفسير اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب واختبار الإشارة باستخدام عينات صغيرة الحجم وكذلك كبيرة الحجم. بالإضافة إلى ذلك، سنقوم بإيضاح كيفية إجراء هذين الاختبارين باستخدام برنامج SPSS. وأخيراً، سنعرض مجموعةً متنوعة من الأمثلة لهذه الإحصاءات اللامعلمية والموجودة في الأدبيات البحثية.

3.3 حساب إحصاء اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب:

إن الصيغة الرياضية لحساب إحصاء ويلكوكسن T للعينات صغيرة الحجم مُوضَّحة في الصيغة (3.1)، حيث إنَّ إشارات الرتب (Signed Rank) هي عبارة عن القيم التي تُستخدَم لحساب القيم الموجبة وكذلك السالبة في الصيغة:

$$T = \text{smaller of } \Sigma R_+ \text{ and } \Sigma R_- \qquad 3.1$$

حيث ΣR_+ هي عبارة عن مجموع الرتب ذات الفروقات الموجبة (Sum of the Rank of Positive Differences)، و ΣR_- هي مجموع الرتب ذات الفروقات السالبة (Sum of the Rank of Negative Differences).

بعد أن يتم حساب قيمة الإحصاء T يجب أن يتم اختبار هذه القيمة للمعنوية، حيث يمكن استخدام جدول القيم الحرجة (Critical Values) (انظر إلى الجدول B.3) في الملحق B). عندما يتجاوز عدد الأزواج n العدد المتاح في الجدول، فإننا نستخدم

تقريب العينات كبيرة الحجم (Large Sample Approxiamtion)، إذ إنَّه للعينات كبيرة الحجم نقوم بحساب القيمة المعيارية z $(z-score)$، ومن ثَمَّ نستخدم جدول التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) (انظر إلى الجدول (B.1) في الملحق B) لنحصل على المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. يتم استخدام الصيغة الرياضية (3.2) والصيغة (3.3) وكذلك الصيغة (3.4) كما هو أدناه لغرض إيجاد القيمة المعيارية z لاختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب للعينات كبيرة الحجم:

$$\bar{x}_T = \frac{n(n+1)}{4} \quad 3.2$$

حيث $\bar{x}_T$ هو المتوسط و n هو عدد الأزواج المتقابلة التي يتضمنها التحليل

$$s_T = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}} \quad 3.3$$

حيث s_T هو الانحراف المعياري

$$z^* = \frac{T-\bar{x}_T}{s_T} \quad 3.4$$

حيث إن z^* هي القيمة المعيارية لمقاربة البيانات للتوزيع الطبيعي و T هو الإحصاء T.

حتى الآن، فإن التحليل مقتصر على معرفة أو تحديد ما إذا كان هناك فرق معنوي بين المجموعات ولكنه لا يصفُ قوة المعالجة (Treatment Strength). ونستطيع أن نعتبر حجم التأثير(ES) (Effect Size) طريقة لتحديد درجة اقتران المجموعات، حيث نستخدم الصيغة الرياضية (3.5) لحساب حجم التأثير (ES) كالتالي:

$$ES = \frac{|z|}{\sqrt{n}} \quad 3.5$$

حيث إنَّ $|z|$ هي القيمة المطلقة (Absolute Value) للقيمة المعيارية z ، و n هو عدد الأزواج المتقابلة التي يتضمنها التحليل.

تتراوح قيم حجم التأثير (ES) بين 0 و 1، وقد عرف Cohen (1988) تصـــنيفاً لحجم التأثير (ES) بالصـــغير= 0.10، والمتوســـط = 0.30، والكبير = 0.50. إن معامل الارتباط (Correlation Coefficient) وحجم التأثير(ES) هما مقياســـان للاقتران. انظر إلى الفصل السابع المتعلق بالارتباط لمزيد من المعلومات التفصيلية حول تصنيف Cohen للقوة النسبية لحجم التأثير (ES).

3.3.1 مســألة مختارة عن اختبار ويلكوكســن لإشــارات الرتب (العينات صــغيرة الحجم):

قام الطاقم الاستشاري في إدارة تعليم مقاطعة كلير كريك بتطبيق برنامجٍ جديدٍ هذه السنة لتقليل حالات اعتداء الطلاب بعضهم على بعض في مدارس المرحلة الابتدائية التابعة للمقاطعة. حيث إنَّ إدارة التعليم لا تعرف ما إذا كان هذا البرنامج الجديد قد أدَّى لنتائج أفضل أو أسوأ، ولغرض تقييم فاعلية هذا البرنامج فإن إدارة التعليم قررت أن تُقارن بين النسبة المئوية لحالات النجاح في معالجة هذا السلوك خلال السنة الماضية مع النسبة المئوية لحالات النجاح في معالجة هذا السلوك لهذه السنة بعد تطبيق البرنامج. في الجدول (3.1) أدناه نجد نتيجة نسبة حالات النجاح في معالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم لاثني عشر مستشاراً في مدارس المرحلة الابتدائية في المقاطعة في هذه السنة وأيضاً خلال السنة الماضية.

جدول (3.1)

المستشارون	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة	
	السنة الماضية	السنة الحالية
1	31	31
2	14	14
3	53	50
4	18	30
5	21	28
6	44	48
7	12	35
8	36	32
9	22	23
10	29	34
11	17	27
12	40	42

حيث إنَّ العينتين صغيرتا الحجم نسبياً، فإننا نحتاج إلى استخدام إجراء لا معلمي؛ وحيث إنَّنا نقارن عينتين مرتبطتين أو زوجيتين، فإننا سنستخدم اختبارَ ويلكوكسن لإشارات الرتب.

3.3.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

إن الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) تشير إلى أنه لا يوجد فرق بين النسب المئوية لحالات المعالجة الناجحة التي سجَّلها المستشارون في هذه السنة والسنة الماضية، أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فهي تشير إلى أن هناك فرقاً بين النسب المئوية لحالات المعالجة الناجحة في هذه السنة والسنة الماضية. وستكون

الفرضية البحثية في حالتنا هذه فرضية غير موجهة (Nondirectional Hypothesis)؛ وذلك لأنها تشير إلى وجود فرق، ولكن هذا الفرق ليس في اتجاه معين.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0 : \mu_D = 0$$

فرضية البحث هي:

$$H_A : \mu_D \neq 0$$

3.3.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر (Risk Level)، والذي يُدعى ألفا (α)، عادةً ليساوي 0.05. وسنستخدم في مثالنا هذا $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

3.3.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع البيانات من 12 مستشاراً (أو مشاركاً) والذين يستخدمون البرنامج الجديد المُصمَّم؛ للتقليل أو الحد من سلوكيات اعتداء الطلاب على بعضهم في مدارس المرحلة الابتدائية، والتي هي عبارة عن النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة للسنة الماضية وكذلك السنة الحالية. وحيث إنَّنا نقارن هذه النسب المئوية للسنة الماضية مع النسب للسنة الحالية؛ فإن العينتين هما عينتان مرتبطتان (أو زوجيتان). بالإضافة إلى ذلك، فإن حجم العينتين يعتبر صغيراً نسبياً، وحيث إنَّنا نقارن عينتين مرتبطتين فإننا سنستخدم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب.

3.3.1.4 احسبْ إحصاء الاختبار:

أولاً، احسب الفرق لكل زوج من بيانات العينتين، وبعد ذلك قُمْ بترتيب القيم المطلقة لتلك الفروقات. باستخدام هذه الطريقة، يتم تجاهل الفروقات التي قيمتها صفر في عملية الترتيب كما هو مُوضَّح في الجدول (3.2).

جدول (3.2)

المستشار	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة		الفرق	الرتب	الإشارة
	السنة الماضية	السنة الحالية		باستبعاد الصفر	
1	31	31	0	مستبعد	
2	14	14	0	مستبعد	
3	53	50	−3	3	−
4	18	30	+12	9	+
5	21	28	+7	7	+
6	44	48	+4	4.5	+
7	12	35	+23	10	+
8	36	32	−4	4.5	−
9	22	23	+1	1	+
10	29	34	+5	6	+
11	17	27	+10	8	+
12	40	42	+2	2	+

بعد ذلك قُمْ بحساب مجموع الرتب ذات الفروق الموجبة. باستخدام الجدول (3.2) نجد أن الرتب ذات الفروق الموجبة هي: 9، 7، 4.5، 10، 1، 6، 8، 2 وعندما نحسب مجموع هذه الرتب ذات الفروقات الموجبة نحصل على $\Sigma R_{+} = 47.5$.

أيضاً، قُم بحساب مجموع الرتب ذات الفروق السالبة. الترتيبات ذات الفروق السالبة هي 3، 4.5، وعندما نحسب مجموع هذه الرتب ذات الفروق السالبة نحصل على $\Sigma R_{-} = 7.5$.

بعد ذلك نأخذ القيمة الصغرى من مجموعي الرتب، والتي ستكون قيمة إحصاء الاختبار (Test Statistic)؛ وبالتالي فإن قيمة إحصاء اختبار ويلكوكسن المحسوبة هي $T = 7.5$.

3.3.1.5 حدِّد القيمة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء الاختبار:

حيث إنَّ حجم العينتين صغير فإننا نستخدم الجدول (B.3) في الملحق (B)، والذي يتضمن القيمَ الحرجة لإحصاء اختبار ويلكوكسن T. كما لاحظنا سابقاً في الجدول (3.2)، تمَّ إهمال المستشارَينِ اللذين فرق القيم لهما صفر، وبالتالي فإن حجم العينة ينخفض ليصبح $n = 10$. وفي هذه الحالة، نبحث عن القيمة الحرجة للاختبار غير المُوجَّه (Two - Tailed Test) لحجم العينة $n = 10$ و $\alpha = 0.05$، حيث إنَّ الجدول (B.3) يعطينا أن القيمة الحرجة لاختبار ويلكوكسن هي $T = 8$. هذا يعني أن قيمة الإحصاء المحسوبة التي تكون أقل من أو تساوي 8 ستؤدي بنا إلى رَفْض الفرضية الصفرية.

3.3.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

لكي نرفض الفرضية الصفرية فإن القيمة الحرجة هي 8 والقيمة المحسوبة للإحصاء هي $T = 7.5$. وعندما تكون القيمة الحرجة تساوي أو تزيد عن القيمة المحسوبة للإحصاء، فإنه يجب علينا رَفْض الفرضية الصفرية؛ أما إذا كانت القيمة الحرجة أقلَّ من القيمة المحسوبة للإحصاء، فإنه يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة للإحصاء، فإننا يجب أن نرفض الفرضية الصفرية.

3.3.1.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يقترح وجود فرق حقيقي بين النسب المئوية للسنة الماضية والنسب المئوية للسنة الحالية. بالإضافة إلى ذلك، وحيث إنَّ مجموع الرتب ذات الفروقات الموجبة (ΣR_+) أكبر من مجموع الرتب ذات الفروقات السالبة (ΣR_-) فإن الفرق قيمته موجبة، وهذا يشير إلى وجود تأثير إيجابي للبرنامج. وبالتالي فإن تحليلنا يُقدِّم دليلاً بأن البرنامج الجديد لمعالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم له فائدة وتأثير إيجابي لتحسين سلوك الطلاب وفقاً لملاحظة مستشاري المدارس.

3.3.1.8 كتابة النتائج:

عند كتابة النتائج اذكر الإحصاء T وحجم العينة وعلاقة القيمة الاحتمالية p *(p-value)* مع قيمة α. بالإضافة إلى ذلك، فإن اتجاه الفرق ينبغي أن يُوضَّح ويتم التعبير عنه باستخدام مجموع الرتب ذات الفروق الموجبة (ΣR_+) ومجموع الرتب ذات الفروقات السالبة (ΣR_-).

في هذا المثال، أشار اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب ($T = 0.75, n = 12, p < 0.05$) إلى أن النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة كانت مختلفة معنوياً. بالإضافة إلى ذلك، فإن مجموع الرتب ذات الفروق الموجبة ($\Sigma R_+ = 47.5$) كان أكبر من مجموع الرتب ذات الفروقات السالبة ($\Sigma R_- = 7.5$)؛ وهذا يشير إلى وجود تأثير إيجابي للبرنامج. ولهذا، فإن تحليلنا يقدم دليلاً بأن البرنامج الجديد لمعالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم له فائدة وتأثير إيجابي لتحسين سلوك الطلاب وفقاً لملاحظة مستشاري المدارس.

3.3.2 فترة الثقة لاختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب:

اقترحـت جمعيـة علم النفس الأمريكيـة (The American Psychological Association) (2001) أن يُوضِّـح الباحثون فترة الثقة (Confidence Interval) لبيانات البحث، حيث إنَّ فترة الثقة هي أداة استدلال عن مجتمع الدراسة وفقاً لتقدير خطأ المعاينة (Sampling Error). وبتحديد أكثر، فإن فترة الثقة تُقدِّم نطاق القيم التي تقع فيها قيم مجتمع الدراسة بمستوى ثقة (Level of Significance) (*1-a*) 100%

يمكن إيجاد فترة ثقة للوسيط (Median Confidence Interval) باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب للأزواج المتقابلة. لكي نُوجد فترة الثقة، نقوم بحساب الفروقات $D_i = X_i - X_j$ لجميع الأزواج المتقابلة الممكنة (X_i, X_j). بعد ذلك، نحسب جميع المتوسطات μ_{ij} لكل زوجين من الفروقات المحسوبة وذلك باستخدام الصيغة الرياضية (3.6)، حيث سيكون لدينا ما مجموعه $n+[n(n-1)/2]$ من المتوسطات.

$$\mu_{ij} = (D_i + D_j)/2\,, \quad 1 \le i \le j \le n \qquad 3.6$$

سنقوم بإيجاد 95 % فترة ثقة باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب للعينات صغيرة الحجم (كما تمَّ شرحه سابقاً). يتضمن الجدول (3.1) القيمَ اللازمة لإيجاد فترة الثقة، حيث نبدأ باستخدام الصيغة الرياضية (3.6) لحساب جميع المتوسطات μ_{ij} لكل زوجين من الفروقات المحسوبة، فمثلاً

$$\begin{aligned}
\mu_{11} &= (D_1 + D_1)/2 = (-3-3)/2 \\
\mu_{11} &= -3 \\
\mu_{12} &= (D_1 + D_2)/2 = (-3+12)/2 \\
\mu_{12} &= 4.5 \\
\mu_{13} &= (D_1 + D_3)/2 = (-3+7)/2 \\
\mu_{13} &= 2
\end{aligned}$$

والجدول (3.3) أدناه يعرض جميع قيم μ_{ij}.

جدول (3.3)

2	10	5	1	−4	23	4	7	12	−3	
−0.5	3.5	1	−1	−3.5	10	0.5	2	4.5	−3	−3
7	11	8.5	6.5	4	17.5	8	9.5	12		12
4.5	8.5	6	4	1.5	15	5.5	7			7
3	7	4.5	2.5	0	13.5	4				4
12.5	16.5	14	12	9.5	23					23
−1	3	0.5	−1.5	−4						−4
1.5	5.5	3	1							1
3.5	7.5	5								5
6	10									10
2										2

بعد ذلك، نقوم بترتيب كل المتوسطات التي قمنا بحسابها من الأصغر إلى الأكبر، حيث قُمنا بترتيب جميع قيم المتوسطات μ_{ij} في الجدول (3.4).

يُمثِّل الوسيط للمتوسطات المرتبة نقطة تقديرية (Point Estimate) لوسيط الفرق للمجتمع، حيث وجدنا أن الوسيط للتوزيع هو 4.5، والذي يعتبر النقطة التقديرية للمجتمع.

استخدِمْ جدول (B.3) في الملحق (B) لإيجاد حدود فترة الثقة، وذلك بأن تُحدِّد قيمة T من الجدول وذلك وفقاً لحجم العينة ومستوى الثقة المرغوبة بحيث إنَّ

$p = \alpha / 2$. في مثالنا هذا، فإننا نريد أن نُوجد 95% فترة ثقة، وبالتالي فإن $n = 10$ و $p = 0.05 / 2$ ، ومن الجدول نجد أن $T = 8$.

أما حدود فترة الثقة فتكون القيمة ذات الترتيب K من الأسفل والقيمة ذات الترتيب K من الأعلى من قيم المتوسطات μ_{ij} ، حيث $K = T + 1$. في مثالنا هذا، فإن $K = 8 + 1 = 9$ ، وبالتالي فإن القيمة التاسعة من الأسفل لقيم المتوسطات هي 0.5 والقيمة التاسعة من الأعلى لقيم المتوسطات هي 12.0. وفقاً للقيم التي توصلنا إليها، فإنه يُقدر بنسبة ثقة 95% أن الفرق في المعالجة الناجحة بسبب البرنامج الجديد لمعالجة سلوك الطلاب يكون بين 0.5 و 12.0.

جدول (3.4) (١)

10.0	45	6.5	34	4.0	23	1.0	12	−4.0	1
11.0	46	7.0	35	4.0	24	1.5	13	−3.5	2
12.0	47	7.0	36	4.0	25	1.5	14	−3.0	3
12.0	48	7.0	37	4.5	26	2.0	15	−1.5	4
12.5	49	7.5	38	4.5	27	2.0	16	−1.0	5
13.5	50	8.0	39	4.5	28	2.5	17	−1.0	6
14.0	51	8.5	40	5.0	29	3.0	18	−0.5	7
15.0	52	8.5	41	5.5	30	3.0	19	0.0	8
16.5	53	9.5	42	5.5	31	3.0	20	0.5	9
17.5	54	9.5	43	6.0	32	3.5	21	0.5	10
23.0	55	10.0	44	6.0	33	3.5	22	1.0	11

(١) المترجم: تم تعديل بعض قيم أعمدة ترتيب القيم لوجود خطأ مطبعي.

3.3.3 مسألة مختارة عن اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب (العينات كبيرة الحجم):

بعد سماع قصة نجاح إدارة تعليم مقاطعة كلير كريك في برنامجهم الهادف في معالجة اعتداء الطلاب على بعضهم، تبنت إدارة التعليم في مقاطعة جونز تاون تطبيق هذا البرنامج هذه السنة لخفض حالات اعتداء الطلاب على بعضهم في مدارس المرحلة الابتدائية التابعة للمقاطعة. ولتقييم فاعلية البرنامج، قامت إدارة التعليم في مقاطعة جونستاون بمقارنة النسبة المئوية لحالات النجاح في معالجة هذا السلوك خلال السنة الماضية قبل بداية تطبيق البرنامج مع النسبة المئوية لحالات النجاح في معالجة هذا السلوك في هذه السنة بعد تطبيق البرنامج. في الجدول (3.5) أدناه نجد نتيجة تسجيل نسبة حالات النجاح في معالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم لخمسة وعشرين مستشاراً في مدارس المرحلة الابتدائية في المقاطعة في هذه السنة والسنة الماضية.

جدول (3.5)

المستشارون	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة	
	السنة الماضية	السنة الحالية
1	53	50
2	18	43
3	21	28
4	44	48
5	12	35
6	36	32
7	22	23
8	29	34
9	17	27
10	10	42

النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة		المستشارون
السنة الحالية	السنة الماضية	
44	38	11
16	37	12
33	19	13
50	37	14
20	28	15
27	15	16
27	25	17
30	38	18
51	40	19
50	30	20
45	23	21
20	41	22
49	31	23
43	28	24
30	14	25

ولتحليل هذه البيانات سنستخدم نفس الإجراء اللامعلمي المستخدم لتحليل بيانات المثال السابق، ولكن باستخدام تقريب العينات كبيرة الحجم $(n \geq 20)$.

3.3.3.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد فرق بين النسب المئوية لحالات المعالجة الناجحة التي سجَّلها المستشارون في هذه السنة والسنة الماضية، أما فرضية البحث فهي تشير إلى أن هناك فرقاً بين النسب المئوية لحالات المعالجة الناجحة في هذه

السنة والسنة الماضية. والفرضية البحثية في هذه الحالة ستكون فرضيةً غير موجهة؛ وذلك لأنها تشير إلى وجود فرق، ولكن هذا الفرق ليس في اتجاه معين.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0 : \mu_D = 0$$

فرضية البحث هي:

$$H_A : \mu_D \neq 0$$

3.3.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى ألفا (α)، عادةً ليساوي 0.05. وفي مثالنا هذا سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أنَّ الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

3.3.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جَمْع البيانات من 25 مستشاراً (أو مشاركاً) والذين يستخدمون البرنامج الجديد والمُصمَّم للتقليل أو الحد من سلوكيات اعتداء الطلاب على بعضهم في مدارس المرحلة الابتدائية، والتي هي عبارة عن النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة للسنة الماضية وكذلك السنة الحالية. وحيث إنَّنا نقارن هذه النسب المئوية للسنة الماضية مع النسب للسنة الحالية، فإن العينتين هما عينتان مرتبطتان (أو زوجيتان). وحيث إنَّنا نقارن عينتين مرتبطتين، فإننا سنستخدم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب.

3.3.3.4 احسِبْ إحصاء الاختبار:

أولاً، احسب الفرقَ لكل زوج من بيانات العينة، وبعد ذلك قُم بترتيب القيم المطلقة لتلك الفروقات. باستخدام هذه الطريقة، يتم تجاهل الفروقات التي قيمتها صفر في عملية الترتيب، كما هو مُوضَّح في الجدول (3.6).

جدول (3.6)

المستشار	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة		الفرق	الرتب	الإشارة
	السنة الماضية	السنة الحالية			
1	53	50	−3	3	−
2	18	43	+25	24	+
3	21	28	+7	8	+
4	44	48	+4	4.5	+
5	12	35	+23	23	+
6	36	32	−4	4.5	−
7	22	23	+1	1	+
8	29	34	+5	6	+
9	17	27	+10	11	+
10	10	42	+32	25	+
11	38	44	+6	7	+
12	37	16	−21	20.5	−
13	19	33	+14	15	+
14	37	50	+13	14	+
15	28	20	−8	9.5	−
16	15	27	+12	13	+
17	25	27	+2	2	+
18	38	30	−8	9.5	−
19	40	51	+11	12	+
20	30	50	+20	19	+
21	23	45	+22	22	+
22	41	20	−21	20.5	−
23	31	49	+18	18	+
24	28	43	+15	16	+
25	14	30	+16	17	+

بعد ذلك، قُم بحساب مجموع الرتب ذات الفروق الموجبة. باستخدام الجدول (3.6)، وعندما نحسب مجموع الرتب ذات الفروقات الموجبة نحصل على $\Sigma R_+ = 257.5$.

أيضاً، قُم بحساب مجموع الرتب ذات الفروق السالبة. الترتيبات ذات الفروق السالبة هي: 3، 4.5، 9.5، 9.5، 20.5، 20.5، وعندما نحسب مجموع هذه الرتب ذات الفروق السالبة نحصل على $\Sigma R_- = 67.5$.

بعد ذلك نأخذ القيمة الصغرى من مجموعي الرتب، والتي ستكون قيمة إحصاء الاختبار، وبالتالي فإن قيمة إحصاء اختبار ويلكوكسن المحسوبة هي $T = 67.5$.

وحيث إنَّ حجم العينة أكبر من 20، فسوف نقارب توزيع العينة للتوزيع الطبيعي، وبالتالي سنُوجِد القيمة المعيارية z للبيانات باستخدام مقاربة التوزيع الطبيعي. يجب أن نُوجِد قيمة المتوسط $\bar{x}_T$ وكذلك الانحراف المعياري s_T للبيانات:

$$\bar{x}_T = \frac{n(n+1)}{4} = \frac{25(25+1)}{4}$$

$$\bar{x}_T = 162.5$$

و

$$s_T = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}} = \sqrt{\frac{25(25+1)(50+1)}{24}} = \sqrt{\frac{33,150}{24}}$$

$$s_T = 37.17$$

بعد ذلك، نستخدم قيم المتوسط والانحراف المعياري وإحصاء الاختبار T لحساب القيمة المعيارية z. تذكَّر أننا نختبر فرضية أنه لا يوجد فرق بين ترتيبات النسب المئوية لحالات المعالجة الناجحة في هذه السنة والسنة الماضية:

$$z^* = \frac{T - \overline{x}_T}{s_T} = \frac{67.5 - 162.5}{37.17}$$

$$z^* = -2.56$$

3.3.3.5 حدِّد القيمة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء الاختبار:

نستخدم الجدول (B.1) في الملحق (B) لتحديد المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. للاختبار غير الموجه و $\alpha = 0.05$، فإننا يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية إذا $-1.96 \leq z^* \leq 1.96$.

3.3.3.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

لقد وجدنا أن قيمة z^* لا تقع في المنطقة الحرجة للتوزيع حيث إنَّ $-1.96 > -2.56$، وبالتالي فإننا نرفض الفرضية الصفرية؛ وهذا يعني أنه يوجد فرق في النسب المئوية لحالات المعالجة الناجحة بعد تطبيق البرنامج.

3.3.3.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية والتي تقترح وجود فرق حقيقي بين النسب المئوية للسنة الماضية والنسب المئوية للسنة الحالية. بالإضافة إلى ذلك، وحيث إنَّ مجموع الرتب ذات الفروقات الموجبة (ΣR_+) كان أكبر من مجموع الرتب ذات الفروقات السالبة (ΣR_-)؛ فإن الفرق قيمته موجبة، وهو ما يشير إلى وجود تأثير إيجابي للبرنامج. وبالتالي، فإن تحليلنا يقدم دليلاً بأن البرنامج الجديد لمعالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم له فائدة وتأثير إيجابي لتحسين سلوك الطلاب وفقاً لملاحظة مستشاري المدارس.

حتى الآن، فإن التحليل مقتصر على معرفة أو تحديد ما إذا كان هناك وجود لفرق معنوي بين المجموعتين. وبمعنى آخر، مستوى المعنوية للاختبار الإحصائي لا يصف قوة المعالجة. ولكن جمعية علم النفس الأمريكية (2001) دعت لاستخدام مقياس لوصف قوة المعالجة يُسمَّى حجم التأثير (ES).

نستطيع أن نعتبر (ES) لاختبار العينة كبيرة الحجم طريقة لتحديد قوة الاقتران بين المجموعتين، حيث نستخدم الصيغة الرياضية (3.5) لحساب حجم التأثير (ES)، مع ملاحظة أن $|z| = 2.56$ و $n = 25$ كالتالي:

$$ES = \frac{|z|}{\sqrt{n}} = \frac{|-2.56|}{\sqrt{25}}$$

$$ES = 0.51$$

بلغت قيمة (ES) التي حصلنا عليها للعينتين الزوجيتين 0.51، وهذه القيمة تشير إلى مستوى عالٍ من الاقتران بين النسب المئوية لحالات العلاج الناجحة قبل وبعد تطبيق البرنامج الجديد لمعالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم.

3.3.3.8 كتابة النتائج:

في هذا المثال، أشار اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب $(T = 67.5,\ n = 25,\ p < 0.05)$ إلى أن النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة كانت مختلفة معنوياً. بالإضافة إلى ذلك، فإن مجموع الرتب ذات الفروق الموجبة $(\Sigma R_{+} = 257.5)$ كان أكبر من مجموع الرتب ذات الفروقات السالبة $(\Sigma R_{-} = 67.5)$ وهو ما يشير إلى وجود تأثير إيجابي للبرنامج. وكذلك قيمة (ES) التي حصلنا عليها للعينتين الزوجيتين بلغت 0.5. ولهذا، فإن تحليلنا يقدم دليلاً بأن البرنامج الجديد لمعالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم له فائدة وتأثير إيجابي لتحسين سلوك الطلاب وفقاً لملاحظة مستشاري المدارس.

3.4 حساب اختبار الإشارة:

تستطيع تحليل بيانات العينتين المرتبطتين بكفاءة أكبر بتحويل قيم البيانات إلى نتائج ثنائية (Dichotomous) ("نعم" أو "لا") أو (" + " أو " − ")، حيث يمكنك استخدام اختبار الإشارة لإجراء هذا التحليل. الإجراء الذي سنستخدمه لتنفيذ اختبار الإشارة هو وفقاً للطريقة التي وصفها Gibbons وChakraborti (2010).

نبتدئ الإجراء لتنفيذ اختبار الإشارة بتحديد ما إذا كانت كل مجموعة من بيانات العينتين المرتبطتين تُظهر فرقاً موجباً أو فرقاً سالباً أو لا يوجد فرق على الإطلاق. بعد ذلك نقوم بإيجاد مجموع الفروقات الموجبة (n_p) ومجموع الفروقات السالبة (n_n)، ويتم تجاهل الحالات التي لا يوجد فيها فروقات.

نُجري الجزءَ التالي من التحليل وفقاً لمجموع الفروقات، حيث إنَّه عندما يكون $n_p + n_n = 0$ فإن احتمالية الاتجاه الواحد أو الموجهة تكون $p = 0.5$. وعندما يكون $0 < n_p + n_n < 25$ فإن p يتم حسابها عكسياً من الدالة الاحتمالية لذات الحدين (Binomial Probability Function) باستخدام الصيغة الرياضية (3.7). الجدول (B.9) في الملحق (B) يتضمن عدة قيم للمضروب لتبسيط عملية الحساب:

$$P(\mathrm{X}) = \frac{n!}{(n-X)!X!} p^X (1-p)^{n-X} \qquad (3.7)$$

حيث $n = n_p + n_n$ و p هي احتمالية حدوث الحدث.

أما عندما تكون $n_p + n_n \geq 25$ فإننا نستخدم الصيغة الرياضية (3.8) التالية:

$$z_c = \frac{\max(n_p, n_n) - 0.5(n_p + n_n) - 0.5}{0.5\sqrt{n_p + n_n}} \qquad (3.8)$$

إن الصيغة الرياضية (3.8) أعلاه تقارِب توزيع ذا الحدين (Binomial Distribution) للتوزيع الطبيعي (Normal Distribution)، إلا أن توزيع ذا الحدين هو توزيع منفصل (Discrete Distribution)، والتوزيع الطبيعي هو توزيع متصل (Continuous Distribution). وبتحديد أكثر، تتعامل القيم المنفصلة مع الارتفاع وليس العرض؛ في حين يتعامل التوزيع المتصل مع كلٍّ من الارتفاع والعرض. كما أن إجراء التصحيح يقوم بإضافة أو طرح 0.5 وحدة من كل قيمة منفصلة X لملء الفراغات وجعلها متصلة.

إن القيمة الاحتمالية p الموجهة أو ذات الاتجاه الواحد هي $p_1 = 1 - \Phi|z_c|$ حيث إنَّ $\Phi|z_c|$ هي مساحة المنطقة أسفل طرف (Tail) التوزيع الطبيعي الخاص بالقيمة z_c ، والقيمة الاحتمالية غير الموجهة أو في الاتجاهين هي $p = 2p_1$.

3.4.1 مسألة مختارة عن اختبار الإشارة (العينات صغيرة الحجم):

سنستخدم بيانات الجزء (3.3.1) لعرض خطوات تنفيذ اختبار الإشارة، والتي تم استخدامها لاختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب. تذكَّر أن العينة كانت تتضمن 12 عضواً من الطاقم الاستشاري في إدارة تعليم مقاطعة كلير كريك، والذين يُطبِّقون برنامجاً لتقليل حالات اعتداء الطلاب على بعضهم في المدارس. سيتم تحويل بيانات الجدول (3.1) إلى توزيع ذي الحدين ليتم استخدامها في اختبار الإشارة، ويبرر صغر حجم العينة النسبي استخدام إجراء لا معلمي.

3.4.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد فرق بين المعالجات الإيجابية أو السلبية بين هذه السنة والسنة الماضية. بمعنى آخر، تعطي التغيرات في الاستجابة عدداً متساوياً من الفروقات الإيجابية والسلبية. أما فرضية البحث فهي تشير إلى أن المستشارين لاحظوا بعضَ الفروقات بين هذه السنة والسنة الماضية. ستكون الفرضية البحثية في حالتنا هذه فرضية غير موجَّهة أو في اتجاهين؛ وذلك لأنها تشير إلى وجود فرق، ولكن هذا الفرق ليس في اتجاه معين.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0 : p = 0.5$$

فرضية البحث هي:

$$H_A : p \neq 0.5$$

3.4.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى ألفا (α)، عادةً ليساوي 0.05. في مثالنا هذا سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

3.4.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تذكَّر من الجزء (3.3.1) أن البيانات التي تم جمعها من 12 مستشاراً (أو مشاركاً) والذين يستخدمون برنامجاً جديداً تم تصميمه للتقليل أو الحد من سلوكيات اعتداء الطلاب على بعضهم في مدارس المرحلة الابتدائية، حيث سجل المشاركون النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة للسنة الماضية وكذلك السنة الحالية. ولهذا السبب، فالعينتان مرتبطتان أو زوجيتان. بالإضافة إلى ذلك، فإن حجم العينتين صغير، وحيث إنَّنا نقارن عينتين مرتبطتين فسنستخدم اختبار الإشارة.

3.4.1.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، حدِّد ما إذا كان هناك فرق بين مقياس المعالجة بين السنة الماضية والسنة الحالية، وحدِّد ما إذا كان الفرق موجباً أو سالباً، وسجِّل نوعَ (إشارة) الفرق في عمود إشارة الفرق. عندما نحسب عدد حالات التساوي (Ties) أو الفروقات التي قيمتها "0" لمجموعة المستشارين؛ فإننا نجد أنه لدينا فقط مستشاران بلا فروقات بين السنة الماضية والسنة الحالية، حيث يتم إهمال هذه القيم.

الآن، نقوم بحساب عدد الفروقات الموجبة وكذلك الفروقات السالبة بين السنة الماضية والسنة الحالية. احسبْ عدد الفروقات الموجبة " + "، وبالنظر إلى الجدول (3.7) نرى أن ثمانية من المستشارين حققوا فروقات موجبة، $n_p = 8$. كذلك احسب عدد الفروقات السالبة " − "، حيث بالنظر إلى الجدول (3.7) نرى أن هناك مستشارَينِ اثنين قد حقَّقا فرقين سالبين، $n_n = 2$.

جدول (3.7)

المستشار	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة		إشارة الفرق
	السنة الماضية	السنة الحالية	
1	31	31	0
2	14	14	0
3	53	50	–
4	18	30	+
5	21	28	+
6	44	48	+
7	12	35	+
8	36	32	–
9	22	23	+
10	29	34	+
11	17	27	+
12	40	42	+

بعد ذلك نقوم بحساب قيمة X والتي بعدها تكون المساحة تحت الدالة الاحتمالية لتوزيع ذي الحدين هي $\alpha = 0.05$، وحيث إنَّنا نُجري اختباراً في اتجاهين أو غير مُوجَّه، نستخدم 0.025 لكل طرف. سنحسب القيم الاحتمالية لتوزيع ذي الحدين لـ

$p = 0.05$ و $n = 10$ ، حيث سنقوم بإيضاح كيفية الحساب لقيمة واحدة، ونورد جدول النتائج لبقية القيم. ولتبسيط عملية الحساب، استخدِمْ جدول مضروب الأعداد (Factorials)، الجدول (B.9)، في الملحق (B):

$$P(\mathrm{X}) = \frac{n!}{(n-X)!X!} p^X (1-p)^{n-X}$$

$$P(0) = \frac{10!}{(10-0)!0!} 0.5^0 (1-0.5)^{10-0}$$

$$P(0) = \frac{3,628,800}{(3,628,800)(1)} (1)(0.000977)^{10-0}$$

$$P(0) = 0.0010$$

$$P(1) = 0.0098$$

$$P(2) = 0.0439$$

$$P(3) = 0.1172$$

$$P(4) = 0.2051$$

$$P(5) = 0.2461$$

$$P(6) = 0.2051$$

$$P(7) = 0.1172$$

$$P(8) = 0.0439$$

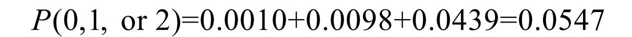
$$P(9) = 0.0098$$

$$P(10) = 0.0010$$

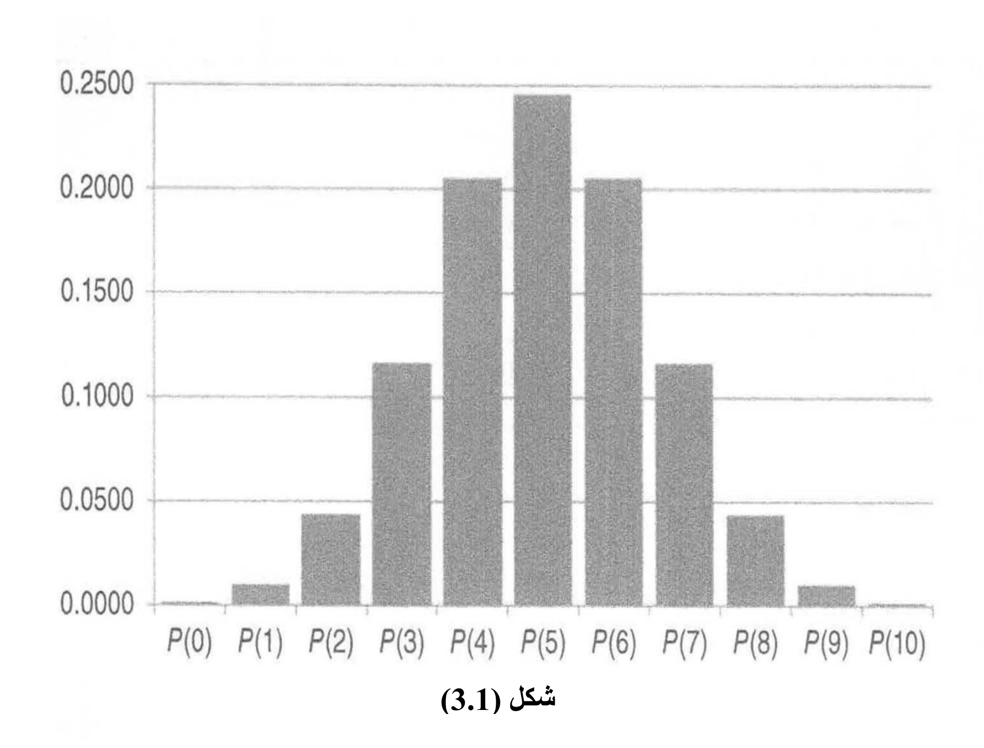
لاحظ أن القيم الاحتمالية تُشكِّل توزيعاً متماثلاً (Symmetric Distribution) بقيمة وسيط تساوي $P(5)$ كما يظهر في الشكل (3.1). وباستخدام هذا التوزيع نقوم بإيجاد القيم الاحتمالية p لكل طرف، ولعمل ذلك نقوم بجمع الاحتمالات لكل طرف إلى أن نحصل على قيمة احتمالية تساوي أو أكبر من $\alpha/2 = 0.025$. أولاً، نحسب قيمة P للطرف الأيمن:

$$P(8,9, \text{ or } 10)=0.0439+0.0098+0.0010=0.0547$$

ثانياً، نحسب قيمة P للطرف الأيسر:



$$P(0,1, \text{ or } 2)=0.0010+0.0098+0.0439=0.0547$$



شكل (3.1)

أخيراً، نحسب القيمة المحسوبة p بجمع قيمتي P للطرفين:

$$p = P(8,9,\ \text{or}\ 10)+P(0,1,\ \text{or}\ 2)=0.0547+0.0547$$

$$p = 0.1094$$

3.4.1.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية:

في مثال هذا الفصل، تم حساب القيمة الاحتمالية للاتجاهين ومن ثَمَّ مقارنتها مع مستوى الخطر المُحدَّد سابقاً $\alpha = 0.05$

3.4.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي $\alpha = 0.05$ والقيمة المحسوبة للقيمة الاحتمالية p هي $p = 0.1094$. إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة، فإنه يجب رفض الفرضية الصفرية؛ أما إذا كانت القيمة الحرجة أقل من القيمة المحسوبة ($p > \alpha$)، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

3.4.1.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى أنه لا يوجد فرق حقيقي بين النسب المئوية للسنة الماضية والنسب المئوية للسنة الحالية، فلا يوجد دليلٌ على تأثير إيجابي أو سلبي لمعالجة المستشارين. هذه النتائج تختلف عن نتيجة تحليل البيانات باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب، وسيتم عرض مناقشة الفرق بين الاختبارين بالتطرُّق لقوة الاختبار الإحصائي في نهاية الفصل.

3.4.1.8 كتابة النتائج:

ينبغي عند كتابة نتائج اختبار الإشارة ذِكْر حجم العينة وعدد الإشارات الموجبة وعدد الإشارات السالبة وحالات التساوي، وكذلك احتمالية الحصول على العدد المحسوب للإشارات الموجبة والسالبة.

في هذا المثال، فإن قيمة الاحتمالية المحسوبة p هي $p = 0.1094$ ، والتي هي أكبر من القيمة الحرجة $\alpha = 0.05$. ولهذا لم نرفض الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى أن البرنامج الجديد لمعالجة سلوك اعتداء الطلاب على بعضهم لا يُقدِّم دليلاً لتغيُّر سلوك الطلاب وفقاً لملاحظة مستشاري المدارس.

3.4.2 مسألة مختارة عن اختبار الإشارة (العينات كبيرة الحجم):

سنقوم بإيضاح خطوات تنفيذ اختبار الإشارة للعينات كبيرة الحجم باستخدام بيانات اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب للعينات الكبيرة التي وردت في الجزء (3.3.3). بيانات تطبيق برنامج معالجة حالات اعتداء الطلاب على بعضهم في إدارة تعليم مقاطعة جونزتاون تظهر في الجدول (3.8)، حيث يتم استخدام هذه البيانات لتحديد تأثير برنامج معالجة حالات اعتداء الطلاب على بعضهم من السنة الماضية إلى السنة الحالية. عندما يتزايد عدد حالات المعالجة الناجحة من السنة الماضية إلى السنة الحالية سنستخدم (+) لتحديد الفرق الموجب في الاستجابة، وعندما يتناقص عدد حالات المعالجة الناجحة من السنة الماضية إلى السنة الحالية سنستخدم (–) لتحديد الفرق السالب في الاستجابة. في هذه الدراسة يوجد 25 مشاركاً.

3.4.2.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد تأثير موجب أو سالب لبرنامج معالجة حالات اعتداء الطلاب على بعضهم في نسبة المعالجات الناجحة. أما فرضية البحث فهي تشير إلى أنه يوجد تأثير موجب أو سالب لبرنامج معالجة حالات اعتداء الطلاب على بعضهم.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0 : p = 0.5$$

فرضية البحث هي:

$$H_A : p \neq 0.5$$

جدول (3.8)

المستشار	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة	
	السنة الماضية	السنة الحالية
1	53	50
2	18	43
3	21	28
4	44	48
5	12	35
6	36	32
7	22	23
8	29	34
9	17	27
10	10	42
11	38	44
12	37	16
13	19	33
14	37	50
15	28	20
16	15	27
17	25	27
18	38	30
19	40	51
20	30	50
21	23	45
22	41	20
23	31	49
24	28	43
25	14	30

3.4.2.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى ألفا (α)، عادةً ليساوي 0.05. في مثالنا هذا سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

3.4.2.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تذكَّر من الجزء (3.3.3) أن البيانات التي تمَّ جمعها من 25 مستشاراً (أو مشاركاً) والذين كانوا يستخدمون برنامجاً جديداً تمَّ تصميمه للتقليل أو الحد من سلوكيات اعتداء الطلاب على بعضهم في مدارس المرحلة الابتدائية، حيث قام المشاركون بتسجيل النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة للسنة الماضية وكذلك السنة الحالية. بما أننا نقارن النسب المئوية للمعالجات الناجحة للبرنامج بين السنة الماضية والسنة الحالية فإن عينتي البيانات مرتبطتان أو زوجيتان. وحيث إنَّنا نُجرِي مقارنات ثنائية (Dichotomus) لعينتين مرتبطتين فسنستخدم اختبار الإشارة.

جدول (3.9)

المستشار	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة		
	السنة الماضية	السنة الحالية	الإشارة
1	53	50	–
2	18	43	+
3	21	28	+
4	44	48	+
5	12	35	+
6	36	32	–
7	22	23	+
8	29	34	+
9	17	27	+
10	10	42	+
11	38	44	+

المستشار	النسبة المئوية لحالات المعالجة الناجحة		
	السنة الماضية	السنة الحالية	الإشارة
12	37	16	–
13	19	33	+
14	37	50	+
15	28	20	–
16	15	27	+
17	25	27	+
18	38	30	–
19	40	51	+
20	30	50	+
21	23	45	+
22	41	20	–
23	31	49	+
24	28	43	+
25	14	30	+

3.4.2.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، نُحدِّد إشارة الفروقات بين نسب المعالجات الناجحة للسنة الماضية والسنة الحالية، وهذا ما يتضمنه عمود"الإشارة" للفرق بين نسبة المعالجات الناجحة لكل مشارك في الجدول (3.9). بعد ذلك، نقوم بحساب الفروقات الموجبة وكذلك السالبة، حيث نجد ستة فروق سالبة، $n_n = 6$ و19 فرقاً موجباً، $n_p = 19$.

وحيث إنَّ حجم العينة هو $n \geq 25$ فسنستخدم تقريبَ القيمة المعيارية z لتوزيع ذي الحدين، حيث إنَّ هذا التوزيع يُصبح مقارباً للتوزيع الطبيعي كلما كبرت قيمة n وكانت p لا تقترب جداً من قيمتي 0 أو 1.

إذا تم استخدام هذا التقريب فإن $P(Y \leq k)$ يتم إيجادها بحساب القيمة المعيارية z المصححة $z-score$ (Corrected) للبيانات المعطاة، والتي تكون متطرفة أو أكثر تطرُّفاً من البيانات المعطاة.

$$z_c = \frac{\max(n_p, n_n) - 0.5(n_p + n_n) - 0.5}{0.5\sqrt{n_p + n_n}} = \frac{19 - 0.5(19+6) - 0.5}{0.5\sqrt{19+6}}$$

$$= \frac{19 - 12.5 - 0.5}{(0.5)(5)} = \frac{6}{2.5}$$

$$z_c = 2.4$$

فيما بعدُ نقوم بإيجاد القيمة الاحتمالية p الموجهة، حيث نستخدم الجدول (B.1) لحساب $\Phi|z_c|$:

$$p_1 = 1 - \Phi|z_c| = 1 - 0.9918$$

$$p_1 = 0.0082$$

الآن، نحسب القيمة الاحتمالية p غير الموجهة بضرب القيمة الاحتمالية p الموجهة في 2 كالتالي:

$$p = 2p_1 = (2)(0.0082)$$

$$p = 0.016$$

3.4.2.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية:

في هذا المثال لهذا الفصل تمَّ حساب القيمة الاحتمالية للاتجاهين، ويتم مقارنتها مع مستوى الخطر المُحدَّد سابقاً $\alpha = 0.05$.

3.4.2.5 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي $\alpha = 0.05$، والقيمة المحسوبة للقيمة الاحتمالية p هي $p = 0.016$. إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة، فإنه يجب علينا رفض الفرضية الصفرية؛ أما إذا كانت القيمة الحرجة أقل

من القيمة المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة ($p < \alpha$) فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

3.4.2.7 فسِّر النتائج:

في هذا الاختبار رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى أنه يوجد فرق حقيقي بين النسب المئوية للمعالجات الناجحة بين السنة الماضية والسنة الحالية للمستشارين المشاركين في الدراسة وعددهم 25.

كان التحليل مقتصراً على تحديد وجود الفروقات الموجبة (+) والسالبة (−) بين السنة الماضية والسنة الحالية لكل مشارك، ولا يُقدِّم مستوى المعنوية وصفاً لقوة مستوى معنوية الاختبار.

3.4.2.8 كتابة النتائج:

عند كتابة نتائج اختبار الإشارة، ينبغي ذكر حجم العينة وعدد الإشارات الموجبة وعدد الإشارات السالبة وحالات التساوي وكذلك احتمالية الحصول على العدد المحسوب للإشارات الموجبة والسالبة.

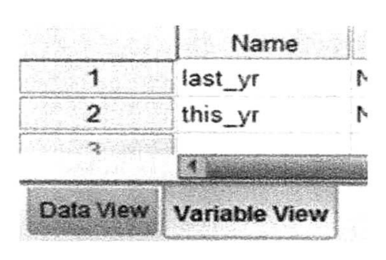
في هذا المثال، فإن القيمة المحسوبة للقيمة الاحتمالية p هي $p = 0.016$ والتي هي أقل من القيمة الحرجة $\alpha = 0.05$. ولهذا، رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى أن نسبة المعالجات الناجحة تختلف معنوياً بين السنة الماضية والسنة الحالية.

3.5 إجراء اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب واختبار الإشارة باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات أمثلة العينات صغيرة الحجم لكلٍّ من اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب واختبار الإشارة باستخدام SPSS.

3.5.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. بعد ذلك اكتُبْ أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name". كما هو واضح في الشكل (3.2) قُمنا بتسمية المتغيرين "last_yr" و"this_yr".



شكل (3.2)

3.5.2 أدخِلْ قيمَ البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة، وأدخِل قيم البيانات (Data Values) أسفل اسم المتغير. كما هو واضح في الشكل (3.3)، نحن نقارن بين "last_yr" و"this_yr".

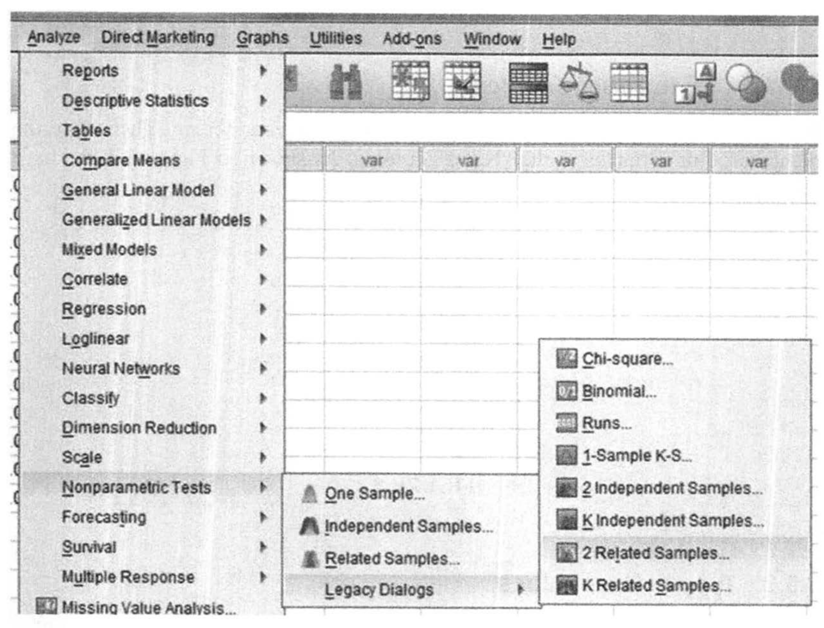
	last_yr	this_yr
1	31.00	31.00
2	14.00	14.00
3	53.00	50.00
4	18.00	30.00
5	21.00	28.00
6	44.00	48.00
7	12.00	35.00
8	36.00	32.00
9	22.00	23.00
10	29.00	34.00

Data View | Variable View

شكل (3.3)

3.5.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو مُوضَّح في الشكل (3.4)، اختر القوائم المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs"، ثم اختر العينتين المرتبطتين "..2 Related Samples".



شكل (3.4)

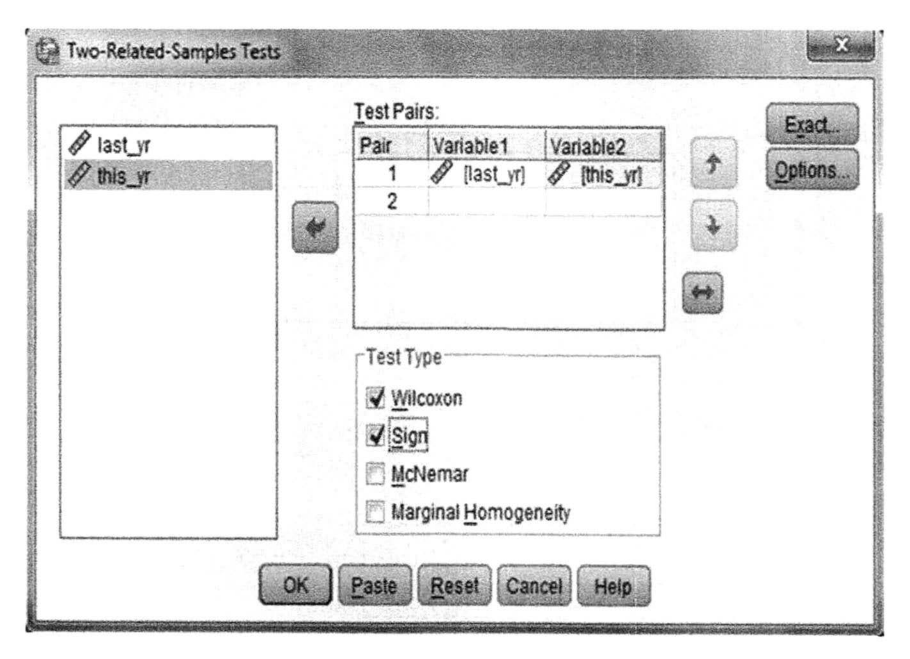
في الصندوق العلوي في اليسار اختر المتغيرين اللذين تريد مقارنتهما. بعد ذلك استخدِمْ زرَّ السهم لنقل زوج المتغيرين إلى صندوق اختبار الأزواج "Test Pairs"، وبعد ذلك اختر نوعَ الاختبار الذي تريد تنفيذه "Test Type". في الشكل (3.5) قمنا باختيار اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب "Wilcoxon" واختبار الإشارة "Sign" لتنفيذ الاختبارين. أخيراً، اضغط على زر "OK" لتنفيذ التحليل.

3.5.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

تبدأ مخرجات SPSS (3.1) بعرض نتائج اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب، حيث إنَّ الجدول الأول للمخرجات (يُسمى "Ranks") يقدِّم القيمة المحسوبة لإحصاء اختبار

ويلكوكسن لإشارات الرتب (T)، وبالتحديد نقوم باختيار القيمة الصغرى من القيمتين لتكون هي قيمة إحصاء الاختبار المحسوبة من العمود "Sum of Ranks"، وفي مثالنا الحالي ستكون $T = 7.5$. الجدول الثاني للمخرجات (يُسمَّى "Test Statistics")، والذي يعرض القيمة الحرجة للقيمة المعيارية z للعينات كبيرة الحجم. بالإضافة إلى ذلك، فإن SPSS يقوم بحساب المعنوية في الاتجاهين ($p = 0.041$).

وفقاً لنتائج SPSS فإن نسبة المعالجات الناجحة بين السنة الماضية والسنة الحالية كانت مختلفة معنوياً ($T = 7.5, n = 12, p < 0.05$). بالإضافة إلى ذلك، فإن قيمة مجموع الرتب ذات الفروقات الموجبة ($\Sigma R_+ = 47.5$)كانت أكبر من مجموع الرتب ذات الفروقات السالبة ($\Sigma R_ = 7.5$)، وهو ما يشير إلى تأثير إيجابي للبرنامج.



شكل (3.5)

اختبار ويلكوكسن للرتب

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
this_yr - last_yr	Negative Ranks	2[a]	3.75	7.50
	Positive Ranks	8[b]	5.94	47.50
	Ties	2[c]		
	Total	12		

a. this_yr < last_yr

b. this_yr > last_yr

c. this_yr = last_yr

Test Statistics[a]

	this_yr - last_yr
Z	-2.040[b]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.041

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

b. Based on negative ranks.

مخرجات SPSS (3.1)

بعد ذلك، تعرض مخرجات SPSS (3.2) نتائج اختبار الإشارة، حيث يقدم الجدول الأول للمخرجات (يُسمَّى "Frequencies") الفروقات السالبة والموجبة وحالات التساوي وكذلك مجموع عدد المقارنات. ويعرض الجدول الثاني للمخرجات (يُسمَّى "Test Statistics") قيمة المعنوية في الاتجاهين $(p = 0.109)$. وفقاً لنتائج اختبار الإشارة باستخدام SPSS، فإن نسبة المعالجات الناجحة بين السنة الماضية والسنة الحالية لم تكن مختلفة معنوياً $(0.109 > 0.05)$.

اختبار الإشارة

Frequencies

		N
this_yr - last_yr	Negative Differences[a]	2
	Positive Differences[b]	8
	Ties[c]	2
	Total	12

a. this_yr < last_yr

b. this_yr > last_yr

c. this_yr = last_yr

Test Statistics[a]

	this_yr - last_yr
Exact Sig. (2-tailed)	.109[b]

a. Sign Test

b. Binomial distribution used.

مخرجات SPSS (3.2)

سيتم شرح فكرة أن اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب يعطي نتائج معنوية، في حين أن اختبار الإشارة لا يعطي تلك النتائج المعنوية في مناقشة مختصرة في الجزء التالي حول القوة الإحصائية (Statistical Power).

3.6 القوة الإحصائية:

تعتبر مقارنة النتائج المتضاربة التي حصلنا عليها من اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب للعينات الصغيرة واختبار الإشارة فرصةً لمناقشة مفهوم القوة الإحصائية. هذا الفارق يتضح بالتحديد عند مقارنة النتائج التي حصلنا عليها من المسائل المختارة في الجزأين (3.3.1) و(3.4.1) في هذا الفصل، إذ إنه في كلا الجزأين تم تحليل نفس البيانات ولكن في أحد الجزأين تم إيضاح وشرح استخدام ويلكوكسن لإشارات الرتب، وفي الجزء الآخر تم إيضاح اختبار الإشارة.

لاحظ أن نتيجة اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب كانت معنوية، في حين لم تكن نتيجة اختبار الإشارة معنوية. بمعنى آخر، أن أحد الاختبارين يُعطي نتائج معنوية

والاختبار الآخر لا يفعل؛ السبب في هذا الفرق يعود إلى اختلاف ما يُسمَّى بالقوة الإحصائية للاختبارين.

بشكل عام، تكون القوة الإحصائية للطرق اللامعلمية (Nonparametric Methods) أقلَّ من الطرق المعلمية التي تقابلها وخاصة عند استخدام عينات صغيرة الحجم. كمثال على هذا، تكون فرصة الاختبار الإحصائي ذي القوة الإحصائية الأقل أضعف في اكتشاف التأثير الحقيقي حين يكون وجود هذا التأثير محتملاً. هذا الفارق في القوة الإحصائية موجود بالفعل في اختبار الإشارة (Siegel and Castellan, 1988).

تعتمد القوة الإحصائية للاختبار على عدة عوامل: حجم التأثير (Effect Size) (الذي سيتم مناقشته لاحقاً) [1]، مستوى المعنوية المرغوبة (α)، وحجم العينة. يستخدم الباحثون هذه المعلومات لإجراء تحليل القوة الإحصائية وذلك قبل إجراء التجربة، حيث إنَّ هذا يساعد الباحثين في تحديد حجم العينة الذي يحتاجونه. ونستطيع من خلال بحث سريع على الإنترنت إيجاد مجموعة من أدوات تحليل القوة الإحصائية، وحالياً يتوفر *G*Power* كأداة مجانية. بالإضافة إلى ذلك، قدَّم Cohen (1988) عدداً من الجداول لحساب حجم العينات وفقاً لمستوى القوة.

3.7 أمثلة من الأدبيات البحثية:

سيتم هنا استعراض مجموعة من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تمَّ شرحها في هذا الفصل، حيث قُمنا بتلخيص كل دراسة بحثية والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً. في هذا السياق، نحن نُشجِّعك على الاطلاع على هذه الدراسات إذا كنتَ مهتماً بنتائجها.

حاول كلٌّ من Boser و Poppen (1978) تحديد أيٍّ من الاستجابات اللفظية للمعلمين من شأنها تحسين علاقة الطالب مع المعلم، حيث كانت الاستجابات اللفظية السبع هي: المشاعر، التفكير، الدوافع، السلوك، المواجهة/الشجاعة، التحدي، والمشاركة. قام الباحثان باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب لتقييم استجابات 101 طالب من الصف التاسع؛ وذلك لأن الطلاب المشاركين في الدراسة قاموا بترتيب استجاباتهم.

---

(١) المترجم: تمت فعلياً مناقشة حجم التأثير سابقاً.

قام Vaughn وآخرون (1999) بدراسة مدى فهم مدرسي مرحلة التمهيدي (Kindergarten) للتمارين التي تم تحديدها لغرض تحسين المخرجات من الأطفال من ذوي الإعاقات لتنقلهم من مرحلة ما قبل التمهيدي (Prekindergarten) إلى التمهيدي. قام الباحثون بمقارنة تقييمات المعلمين (الزوجية) المتمثلة في رغبتهم في تطبيق هذه التمارين التي تم تحديدها، وكذلك مدى إمكانية التطبيق وذلك باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب. هذا الإجراء اللامعلمي الذي تم اختياره يعتبر الاختيار الأكثر مناسبةً؛ وذلك لأن الدراسة استخدمت مقياس ليكرت (Likert-type Scale) (1 = منخفض و 5 = مرتفع).

استخدم Rinderknecht و Smith (2004) معالجة غذائية لمدة سبعة أشهر بهدف تحسين الفعالية الذاتية للنظام الغذائي للأطفال الأمريكيين الأصليين صغار السن (5 - 10 سنوات) والفئة التي تليهم (11 –18 سنة). في هذه الدراسة، تم استخدام ويلكوكسن لإشارات الرتب لتحديد ما إذا كان استهلاك السكريات والزيوت قد تغير معنوياً بين مرحلة ما قبل المعالجة الغذائية وبعدها لفئة الأطفال (11 –18 سنة). اختار الباحثان اختباراً لامعلمياً؛ وذلك لأنَّ بياناتهما لم تكن موزَّعة طبيعياً.

قام Seiver وHatfield (2002) بسؤال موظفي صحة البيئة عن استعدادهم لتناول الطعام داخل مطاعم معينة وفقاً لطريقة وتاريخ تقييم النظام الصحي. في هذه الدراسة، تم استخدام اختبار الإشارة لعينتين زوجيتين لتحديد أي طُرق وتاريخ تقييم النظام الصحي يفضلها المشاركون في الدراسة من موظفي صحة البيئة، وقد استخدم الباحثان اختباراً لامعلمياً بسبب أن الأسئلة المستخدمة في الاستبانات كانت على مقياس رتبي (Rank Ordered Scale) (0 = إطلاقاً، 10= دائماً).

3.8 ملخص:

عندما يكون لدينا عينتان زوجيتان، فإنه يمكننا مقارنتهما باستخدام إجراء لامعلمي يُسمَّى اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب أو اختبار الإشارة. والاختبار المعلمي المكافئ لهذه الاختبارات يُعرف باختبار Student's t أو اختبار t للأزواج المتقابلة، أو اختبار t للعينات المرتبطة.

قُمنا في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير نتائج كلٍّ من اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب وكذلك اختبار الإشارة وذلك باستخدام كلٍّ من العينات كبيرة الحجم

وصغيرة الحجم. بالإضافة إلى ذلك، قُمنا بشرح كيفية تنفيذ الاختبارين باستخدام برنامج SPSS، وأخيراً عرضنا عدة أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية. سنقوم في الفصل القادم بمقارنة عينتين غير مرتبطتين.

3.9 تمارين:

1. يرغب معلم في معرفة ما إذا كان تزويد الطلاب ذوي المستوى المحدود في اللغة الإنجليزية بقاموس ثنائي اللغة سوف يُحسِّن من علاماتهم في اختبار مادة الرياضيات. تم اختيار صف صغير الحجم يحتوي على عشرة طلاب $(n = 10)$، وتمَّ إعطاؤهم اختبارين في مادة الرياضيات بحيث إنَّ الاختبارين يتناولان نفس المحتوى، حيث تمَّ تزويد الطلاب بقاموس ثنائي اللغة فقط في الاختبار الثاني. ويعرض الجدول (3.10) علامات الطلاب في كل اختبار.

استخدِم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب غير الموجه وكذلك اختبار الإشارة غير الموجه لتحديد أي من الحالتين حصل فيها الطلاب على علامات أعلى. استخدِم $\alpha = 0.05$، واشرح النتائج التي تحصلت عليها.

جدول (3.10)

الطلاب	اختبار الرياضيات بدون قاموس ثنائي اللغة	اختبار الرياضيات باستخدام قاموس ثنائي اللغة
1	30	39
2	56	46
3	48	37
4	47	44
5	43	32
6	45	39
7	36	41
8	44	40
9	44	38
10	40	46

2. تم إجراء دراسة بحثية لغرض معرفة مدى تأثير بقاء الفرد الذكر منفرداً أثناء الليل على معدل نبض القلب، حيث تم إرسال عشرة رجال إلى منطقة في الغابة واحداً تلو الآخر لمدة عشرين دقيقة. وتمَّ تزويدهم بجهاز مراقبة القلب لتسجيل معدل نبض القلب لديهم. وفي الليلة الثانية تمَّ إرسال نفس الرجال إلى منطقة شبيهة ولكن بصحبة مرافق، وتمَّ أيضاً تسجيل معدل النبض لديهم. أراد الباحثون معرفة ما إذا كان البقاء بصحبة مرافق سيُغيِّر معدل نبض قلوب مَنْ تمَّ إرسالهم. قيمة الوسيط لمعدل نبض قلوب المشاركين في الجدول (3.11).

استخدِم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب غير الموجه (في اتجاهين) وكذلك اختبار الإشارة غير الموجه، لتحديد أيٍّ من الحالتين (بمفردهم أو بصحبة رفيق) سيكون فيها معدل نبض قلوب المشاركين أعلى. استخدم $\alpha = 0.05$، واشرح النتائج التي تحصلت عليها.

جدول (3.11)

المشاركون	وسيط معدل نبض القلب بمفردهم	وسيط معدل نبض القلب بصحبة مرافق
A	88	72
B	77	74
C	91	80
D	70	77
E	80	71
F	85	83
G	90	80
H	82	91
I	93	86
J	75	69

3. تقوم باحثة بإجراء دراسة تمهيدية (Pilot Study) لمقارنة تأثير نوعين مختلفين من المعالجات، لمساعدة المراهقات المصابات بالسمنة على خسارة جزء من

وزنهن، حيث تقوم الباحثة بإخضاع كل مشاركة في الدراسة من المراهقات المصابات بالسمنة لنوعين من المعالجات. مقدار ما خسرته كل مشاركة في الدراسة كما يتضح في الجدول (3.12). استخدِم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب غير الموجه، وكذلك اختبار الإشارة غير الموجه، لتحديد أي معالجة تؤدي لخسارة وزن أكبر. استخدم $\alpha = 0.05$ ، واشرح النتائج التي تحصلت عليها.

جدول (3.12)

المشاركون	مقدار ما تمت خسارته بالرطل	
	المعالجة 1	**المعالجة 2**
1	10	18
2	20	12
3	15	16
4	9	7
5	18	21
6	11	17
7	6	13
8	12	14

4. عشرون مشاركاً في برنامج تمرين رياضي، تمَّ قياس عدد المرات التي يمكنهم القيام بتمرين الجلوس (Sit-ups) قبل القيام بأي تمرين رياضي بدني (الجولة الأولى)، وتم كذلك قياس عدد المرات التي يمكنهم القيام بتمرين الجلوس وذلك بعد أدائهم تمرين رياضي آخر لمدة لا تقل عن 45 دقيقة (الجولة الثانية). في الجدول (3.13) يتم عرض نتائج المشاركين العشرين في الجولتين: الأولى والثانية. حدِّد قيمة حجم التأثير (ES) للقيمة المعيارية المحسوبة z .

جدول (3.13)

المشاركون	الجولة الأولى	الجولة الثانية
1	18	28
2	19	18
3	20	28
4	29	20
5	15	30
6	22	25
7	21	28
8	30	18
9	22	27
10	11	30
11	20	24
12	21	27
13	21	10
14	20	40
15	18	20
16	27	14
17	24	29
18	13	30
19	10	24
20	10	36

5. تحاول مدرسة أن ترفع عدد الطلاب الذين يشاركون في الأنشطة التي تجعل عملية التعلم أكثر جذباً. في الجدول (3.14) أدناه عدد الأنشطة التي شارك فيها واحدٌ من بين كل عشرة طلاب من أحد الصفوف الدراسية وذلك للسنة الماضية قبل تطبيق برنامج الأنشطة الجديد، وكذلك السنة الحالية بعد تطبيق البرنامج الجديد للأنشطة. أوجد فترة ثقة للوسيط باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب؛ وذلك لتحديد ما إذا كان برنامج الأنشطة الجديد له تأثير إيجابي في زيادة عدد الطلاب المشاركين في الأنشطة.

جدول (3.14)

المشاركون	السنة الماضية	السنة الحالية
1	18	20
2	22	28
3	10	18
4	25	23
5	16	20
6	14	21
7	21	17
8	13	18
9	28	22
10	12	21

3.10 حلول التمارين:

1. نتيجة التحليل كما تظهر أدناه في مخرجات برنامج SPSS (3.3) و (3.4)، حيث إنَّه في نتيجة تحليل الاختبارين يتم عرض معنوية الاختبار غير الموجه للاختبارين. وحيث إنَّ السؤال كان عن المعنوية في اتجاه واحد؛ فإننا نقوم بقسمة المعنوية في اتجاهين على 2 لإيجاد المعنوية في اتجاه واحد.

تُوضِّح نتيجة اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب أن المعنوية في اتجاه واحد هي $p = 0.201/2 = 0.101$ ، وبالتالي فإن نتيجة الاختبار هي $(T = 15.0,\ n = 10,\ p > 0.05)$ والتي تشير إلى أنه لا يوجد فَرقٌ معنوي بين نتائج الاختبارين.

تُظهِر نتيجة اختبار الإشارة أن المعنوية في اتجاه واحد هي $p = 0.344/2 = 0.172$ ، وبالتالي فإن نتيجة الاختبار هي $(p > 0.05)$ والتي تشير إلى أنه لا يوجد فرق معنوي بين نتائج الاختبارين.

ووفقاً لذلك، فإنه بناءً على ما توصلت إليه هذه الدراسة؛ فإن استخدام القاموس ثنائي اللغة لا يؤدي إلى تحسُّن معنوي في درجات الطلاب ذوي المستوى المحدود في اللغة الإنجليزية في مادة الرياضيات.

اختبار الإشارة

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
with_D - without_D	Negative Ranks	7[a]	5.71	40.00
	Positive Ranks	3[b]	5.00	15.00
	Ties	0[c]		
	Total	10		

a. with_D < without_D

b. with_D > without_D

c. with_D = without_D

Test Statistics[a]

	with_D - without_D
Z	-1.278[b]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.201

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

b. Based on positive ranks.

مخرجات SPSS (3.3)

اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب

Frequencies

		N
with_D - without_D	Negative Differences[a]	7
	Positive Differences[b]	3
	Ties[c]	0
	Total	10

a. with_D < without_D

b. with_D > without_D

c. with_D = without_D

Test Statistics[a]

	with_D - without_D
Exact Sig. (2-tailed)	.344[b]

a. Sign Test

b. Binomial distribution used.

مخرجات SPSS (3.4)

2. نتيجة التحليل كما تظهر أدناه في مخرجات برنامج SPSS (3.5) و(3.6). تُوضِّح نتيجة اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب أن المعنوية في اتجاهين هي $p = 0.092$ ، وبالتالي فإن نتيجة الاختبار هي $(T = 11.0,\ n = 10,\ p > 0.05)$، والتي تشير إلى أنه لا يوجد فرق معنوي بين الحالتين.

اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
companion - alone	Negative Ranks	8[a]	5.50	44.00
	Positive Ranks	2[b]	5.50	11.00
	Ties	0[c]		
	Total	10		

a. companion < alone

b. companion > alone

c. companion = alone

Test Statistics[a]

	companion - alone
Z	-1.684[b]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.092

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

b. Based on positive ranks.

مخرجات SPSS (3.5)

اختبار الإشارة

Frequencies

		N
companion - alone	Negative Differences[a]	8
	Positive Differences[b]	2
	Ties[c]	0
	Total	10

a. companion < alone

b. companion > alone

c. companion = alone

Test Statistics[a]

	companion - alone
Exact Sig. (2-tailed)	.109[b]

a. Sign Test

b. Binomial distribution used.

مخرجات SPSS (3.6)

كذلك تُظهِر نتيجة اختبار الإشـارة أن المعنوية في اتجاهين هي $p = 0.109$، ومن ثَمَّ فإن نتيجة هذا الاختبار أيضاً تشير إلى أنه لا يوجد فرق معنوي بين الحالتين.

وبالتالي فإنه بناءً على ما توصلت إليه هذه الدراسة؛ فإن وجود رفيق في الغابة أثناء الليل لا يؤثر معنوياً على معدل نبضات القلب لدى الرجال.

3. نتيجة التحليل كما تظهر أدناه في مخرجات برنامج SPSS (3.7) و(3.8)، حيث إنَّ نتيجة اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب هي $(T = 10.0,\ n = 8,\ p > 0.05)$، والتي تشير إلى أنه لا يوجد فرق معنوي بين نوعي المعالجتين.

أشارت نتيجة اختبار الإشارة $(p > 0.05)$ أيضاً إلى أنه لا يوجد فرق معنوي بين نوعي المعالجتين.

وبناءً على ما توصلت إليه نتيجة الدراسة؛ فإنه لا يوجد تفوُّق لأي طريقة على الأخرى في زيادة عدد الأرطال المفقودة من البنات المراهقات.

4. نتيجة التحليل كالتالي:

$$T = 50$$
$$x_r = 105,\ s_r = 26.79$$
$$z^* = -2.05$$
$$ES = 0.46$$

قيمة ES تعتبر مرتفعة إلى حد ما، وهو ما يعتبر مقياساً واضحاً للاقتران.

5. لدينا في مثالنا هذا $n = 10$ و $p = 0.05/2$، وبالتالي $T = 8$ و $K = 9$، والقيمة التاسعة من الأسفل هي 1.0– والقيمة التاسعة من الأعلى هي 7.0. وبناءً على هذه النتائج؛ فإننا نُقدِّر بنسبة ثقة 95% أن الفرق بين عدد الأنشطة التي يشارك فيها الطلاب قبل البرنامج الجديد وبعده يقع بين 1.0– و 7.0.

اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
Treatment2 - Treatment1	Negative Ranks	2[a]	5.00	10.00
	Positive Ranks	6[b]	4.33	26.00
	Ties	0[c]		
	Total	8		

a. Treatment2 < Treatment1

b. Treatment2 > Treatment1

c. Treatment2 = Treatment1

Test Statistics[a]

	Treatment2 - Treatment1
Z	-1.123[b]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.261

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

b. Based on negative ranks.

مخرجات SPSS (3.7)

اختبار الإشارة

Frequencies

		N
Treatment2 - Treatment1	Negative Differences[a]	2
	Positive Differences[b]	6
	Ties[c]	0
	Total	8

a. Treatment2 < Treatment1

b. Treatment2 > Treatment1

c. Treatment2 = Treatment1

Test Statistics[a]

	Treatment2 - Treatment1
Exact Sig. (2-tailed)	.289[b]

a. Sign Test

b. Binomial distribution used.

مخرجات SPSS (3.8)

الفصل الرابع

مقارنة عينتين غير مرتبطتين: اختبار مان ويتني U واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين

4.1 الأهداف:

ستتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تقوم بإجراء اختبار مان ويتني U (Mann-Whitney U-test).
- كيف تقوم بإيجاد فترة ثقة للوسيط (Median Confidence Interval) باستخدام الفرق بين عينتين مستقلتين (Independent Samples).
- كيف تقوم بإجراء اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين (Kolmogorov-Smirnov Two-Sample Test).
- كيف تقوم بإجراء كُلٍّ من اختبار مان ويتني U واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين باستخدام برنامج SPSS.

4.2 مقدمة:

لنفترض أن معلماً يريد معرفة ما إذا كان الوقت المبكر للحصة الدراسية الأولى يؤثر سلباً على أداء الطلاب. لاختبار فكرته، قام المعلم بمقارنة علامات الاختبار النهائي لطلاب الصف الذين يأخذون الدرس في الحصة الأولى مع طلاب صف آخر يأخذون الدرس في الحصة الرابعة. في هذا المثال، علامات الطلاب في حصة معينة هي مستقلة (Independent) أو غير مرتبطة (Unrelated) بعلامات الطلاب في حصة أخرى.

إن اختبار مان ويتني U واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين هما إجراءان إحصائيان لامعلميان (Nonparametric Statistical Procedures) لمقارنة عينتين مستقلتين أو غير مرتبطتين، والإجراء الإحصائي المعلمي المقابل لهما هو اختبار t لعينتين مستقلتين (t-Test for Two Independent Samples).

في هذا الفصل سنقوم بشرح كيفية إجراء وتفسير كلٍّ من اختبار مان ويتني U واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين، وسنقوم بعمل هذا للعينات صغيرة الحجم وكذلك كبيرة الحجم لكل اختبار. بالإضافة إلى ذلك، سنقوم بشرح كيفية إجراء الاختبارين باستخدام برنامج SPSS، وأخيراً سنعرض مجموعة من الأمثلة المتنوعة لهذه الإحصاءات اللامعلمية من الأدبيات البحثية.

4.3 حساب اختبار مان ويتني U:

يتم استخدام اختبار مان ويتني U لغرض مقارنة عينتين غير مرتبطتين أو مستقلتين، حيث يتم دمج بيانات أو قيم العينتين معاً ومن ثَمَّ ترتيب القيم وفقاً لرُتبها على التوالي (Rank Ordered). إن الإستراتيجية هي أنه يتم تحديد ما إذا كان ترتيب الرتب لقيم العينتين بعد دمجها مختلطة عشوائياً (Randomly Mixed) أو تتركز في الطرفين المتضادين (Opposite Ends). حيث إنَّه إذا كانت ترتيبات الرتب لقيم العينتين مختلطة عشوائياً؛ فإن هذا يشير إلى أنه لا يوجد فرق بين العينتين، في حين إذا كان ترتيب رتب كل عينة يتركز في أحد الطرفين؛ فإن هذا يشير إلى وجود فرق بين العينتين. نعرض في الشكل (4.1) مقارنة عينتين لتوضيح هذا المفهوم.

ترتيب رتب القيم في المقارنة 1 يتركز في أحد الأطراف لكل عينة، وهذا يشير إلى أن المعالجة X ربما أعلى من المعالجة O.	المقارنة 1 X X X O X X X X O O O O 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
ترتيب رتب القيم في المقارنة 2 منتشر على التوزيع، وهذا يشير إلى أنه لا يوجد فرق واضح بين المعالجة X والمعالجة O.	المقارنة 2 X O O X X O X O X O X X 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12

شكل (4.1)

استخدِم الصيغة الرياضية (4.1) أدناه لتحديد إحصاء اختبار مان ويتني U لكل عينة من العينتين محل الدراسة، والقيمة الصغرى من قيمتي إحصاء U ستكون هي قيمة إحصاء الاختبار المحسوبة:

$$U_i = n_1 n_2 + \frac{n_i(n_i+1)}{2} - \Sigma R_i \qquad (4.1)$$

حيث U_i هو إحصاء الاختبار للعينة محل الاهتمام، و n_i هو عدد مشاهدات العينة[١] محل الاهتمام، و n_1 هو عدد مشاهدات العينة الأولى، و n_2 هو عدد مشاهدات العينة الثانية، و ΣR_i هو مجموع الرتب للعينة محل الاهتمام.

بعد حساب قيمة إحصاء U يجب اختبار معنوية هذه القيمة، حيث يمكننا استخدام جدول القيم الحرجة (Critical Values) (انظر إلى الجدول (B.4) في الملحق B). وعندما يكون عدد المشاهدات في كل عينة n_i يتجاوز المشاهدات المتوفرة في الجدول، فإنه يمكننا استخدام تقريب العينة كبيرة الحجم، حيث للعينات كبيرة الحجم نقوم بحساب القيمة المعيارية z $(z-score)$، ونقوم باستخدام جدول التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) (انظر إلى الجدول (B.1) في الملحق B) للحصول على المنطقة الحرجة (Critical Region) للقيم المعيارية z. ولإيجاد القيمة المعيارية z لاختبار مان ويتني U للعينات كبيرة الحجم نستخدم الصيغة الرياضية (4.2) والصيغة (4.3) والصيغة (4.4):

$$\bar{x}_U = \frac{n_1 n_2}{2} \qquad (4.2)$$

حيث $\bar{x}_U$ هي قيمة المتوسط، و n_1 هو عدد مشاهدات العينة الأولى، و n_2 هو عدد مشاهدات العينة الثانية.

$$s_U = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} \qquad (4.3)$$

(١) المترجم: هذا يعني "حجم العينة" (Sample Size)، وهو التعبير الأشهر.

حيث s_U هو الانحراف المعياري.

$$z^* = \frac{U_i - \overline{x}_U}{s_U} \qquad (4.4)$$

حيث z^* هي القيمة المعيارية للتوزيع الطبيعي التقريبي للبيانات، وU_i هو إحصاء U للعينة محل الاهتمام [١].

إلى هذه المرحلة، فإن التحليل مقتصرٌ على معرفة ما إذا كان هناك وجود لفرق معنوي بين المجموعات ولكنه لا يصف قوة المعالجة (Treatment Strength). نستطيع أن نعتبر حجم التأثير (Effect Size) (ES) طريقة لتحديد درجة الاقتران بين المجموعتين، حيث نستخدم الصيغة الرياضية (4.5) لحساب حجم التأثير (ES) كالتالي:

$$ES = \frac{|z|}{\sqrt{n}} \qquad (4.5)$$

حيث $|z|$ هي القيمة المطلقة (Absolute Value) للقيمة المعيارية z، وn هو مجموع عدد الملاحظات.

تتراوح قيم حجم التأثير (ES) بين 0 و1، وقد عرف Cohen (1988) تصنيفاً لحجم التأثير (ES) بالصغير= 0.10، والمتوسط = 0.30، والكبير = 0.50. معامل الارتباط (Correlation Coefficient) وحجم التأثير (ES) هما مقياسان للاقتران. انظر إلى الفصل السابع المتعلق بالارتباط لمزيد من المعلومات التفصيلية حول تصنيف Cohen للقوة النسبية لحجم التأثير (ES).

(١) المترجم: التعبير هنا ليس دقيقاً، حيث إنَّ الحديث عن U_i وكذلك العينة محل الاهتمام ينبغي أن يكون مقتصراً على الصيغة الرياضية (4.1)، والتي نحسب فيها قيمة الإحصاء لكل عينة، وبعدها يتم اختيار القيمة الصغرى لتكون هي إحصاء الاختبار، وتم تسميته U.

4.3.1 مسألة مختارة عن اختبار مان ويتني U (العينات صغيرة الحجم):

تم جمع البيانات التالية لدراسة تهتم بمقارنة طريقتين تمَّ استخدامهما لتعليم الأطفال الذين يعانون من صعوبات في تعلُّم القراءة في الصف الرابع. الطريقة الأولى هي برنامج السحب للخارج والتي يتم فيها أخذ الأطفال يومياً خارج الصف لمدة 30 دقيقة لأربعة أيام في الأسبوع. أما الطريقة الثانية فكانت برنامج المجموعات الصغيرة والتي يتم فيها تعليم الأطفال في مجموعات صغيرة في الصف تتراوح بين أربعة إلى خمسة أطفال وذلك لمدة 45 دقيقة يومياً لأربعة أيام في الأسبوع. وبعد أربعة أسابيع من تطبيق البرنامج تمَّ اختبار الطلاب باستخدام اختبار فهم القراءة، والجدول (4.1) أدناه يعرض نتيجة الاختبار.

الجدول (4.1)

الطريقة الأولى	الطريقة الثانية
48	14
40	18
39	20
50	10
41	12
38	102
53	17

4.3.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) إلى أنه لا توجد نزعة لرتب بيانات طريقة ما بأن تكون أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى بشكل منتظم، حيث يتم صياغة الفرضية بطريقة يتم فيها مقارنة توزيعات البيانات وليس متوسطاتها. أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فتُشير إلى أنه توجد نزعة لرتب بيانات طريقة ما بأن تكون أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى بشكل منتظم. الفرضية البحثية في حالتنا هذه ستكون فرضية غير موجهة أو في اتجاهين (Nondirectional Hypothesis)؛ وذلك لأنها تشير إلى وجود فرق ولكن هذا الفرق ليس في اتجاه معين.

الفرضية الصفرية هي:

H_0 : لا توجد نزعة بأن تكون رتب بيانات طريقة ما أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى بشكل منتظم.

فرضية البحث هي:

H_A : رتب بيانات طريقة ما أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى بشكل منتظم.

4.3.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر (Level of Risk)، والذي يُدعى أيضاً ألفا (α) عادةً ليساوي 0.05. سنستخدم في مثالنا هذا $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

4.3.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع البيانات من عينتين مستقلتين أو غير مرتبطتين من أطفال الصف الرابع الذين يتم تعليمهم القراءة. وحجم العينتين وكذلك القيمة المتطرفة (Outlier) في العينة

الثانية كلاهما يخالفان افتراضات مماثلة التوزيع الطبيعي (Normality Assumptions)، وحيث إنَّنا نقارن عينتين مستقلتين أو غير مرتبطتين فسنستخدم اختبار مان ويتني U.

4.3.1.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، ادمج بيانات العينتين معاً، ثم حدِّد رتبة كل قيمة (انظر إلى الجدول 4.2).

بعد ذلك احسب مجموع رتب قيم كل عينة على حدة (سنرمز بـ ΣR_1 للطريقة الأولى، و ΣR_2 للطريقة الثانية). باستخدام الجدول (4.2) نحصل على التالي:

$$\Sigma R_1 = 7 + 8 + 9 + 10 + 11 + 12 + 13$$

$$\Sigma R_1 = 70$$

وكذلك

$$\Sigma R_2 = 1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6 + 14$$

$$\Sigma R_2 = 35$$

جدول (4.2)

ترتيب البيانات		
الرتبة	**علامات الاختبار**	**العينة**
1	10	الطريقة الثانية
2	12	الطريقة الثانية
3	14	الطريقة الثانية
4	17	الطريقة الثانية

ترتيب البيانات		
الرتبة	علامات الاختبار	العينة
5	18	الطريقة الثانية
6	20	الطريقة الثانية
7	38	الطريقة الأولى
8	39	الطريقة الأولى
9	40	الطريقة الأولى
10	41	الطريقة الأولى
11	48	الطريقة الأولى
12	50	الطريقة الأولى
13	53	الطريقة الأولى
14	102	الطريقة الثانية

الآن، احسِب قيمة U لكل عينة، حيث للعينة الأولى يكون لدينا:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - \Sigma R_1 = 7(7) + \frac{7(7+1)}{2} - 70 = 49 + 28 - 70$$

$$U_1 = 7$$

وللعينة الثانية يكون لدينا:

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - \Sigma R_2 = 7(7) + \frac{7(7+1)}{2} - 35 = 49 + 28 - 35$$

$$U_2 = 42$$

حيث إنَّ إحصــاء اختبار مان ويتني U هو القيمة الصــغرى من القيمتين U_1 و U_2، فإن $U = 7$.

4.3.1.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدد:

حيث إنَّ حجم العينتين صغير ($n < 20$)، فإننا نستخدم الجدول (B.4) في الملحق (B)، والذي يتضمن القيم الحرجة لإحصاء اختبار مان ويتني U. عند قيمتي $n_1 = 7$ و $n_2 = 7$، وعندما نختار $\alpha = 0.05$؛ فإن القيمة الحرجة لإحصاء اختبار مان ويتني U من الجدول تكون 8، والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار التي هي أقل من أو تساوي 8 ستؤدي إلى رفض الفرضية الصفرية.

4.3.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 8 والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي U=7. وعندما تكون القيمة الحرجة تساوي أو أكبر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أقل من قيمة الإحصاء المحسوبة، فإنه يجب علينا ألا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب علينا رفض الفرضية الصفرية.

4.3.1.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهذا يقترح وجود فرق حقيقي بين الطريقتين. بالإضافة إلى ذلك، وحيث إنَّ مجموع رتب بيانات الطريقة الأولى (ΣR_1) أكبر من مجموع رتب بيانات الطريقة الثانية (ΣR_2)؛ فإن الطريقة الأولى تحقق علامات في اختبار فهم القراءة أعلى معنوياً من الطريقة الثانية.

4.3.1.8 كتابة النتائج:

ينبغي عند كتابة نتائج اختبار مان ويتني U أن تتضمن معلومات كحجم العينة لكل مجموعة، وقيمة إحصاء الاختبار المحسوبة U، وعلاقة القيمة الاحتمالية p $(p-value)$ بقيمة α المختارة وكذلك مجموع الرتب لكل مجموعة.

في هذا المثال تم استخدام طريقتين لتزويد الطلاب بالتعليمات اللازمة لتعلُّم فهم القراءة؛ حيث إنَّ الطريقة الأولى هي برنامج السحب للخارج، والطريقة الثانية هي برنامج المجموعات الصغيرة. وباستخدام علامات الطلاب المرتبة في اختبار فهم القراءة، فإن النتيجة تشير إلى وجود فرق معنوي بين الطريقتين المستخدمتين $(U = 7,\ n_1 = 7,\ n_2 = 7,\ p < 0.05)$. وحيث إنَّ مجموع رتب قيم المجموعة الأولى $(\Sigma R_1 = 70)$ كان أكبر من مجموع رتب قيم المجموعة الثانية $(\Sigma R_2 = 35)$؛ فإننا نقول إن البيانات تدعم كون طريقة السحب للخارج برنامجاً أكثر فاعلية من برنامج المجموعات الصغيرة في تعليم أطفال الصف الرابع فهم القراءة في هذه المدرسة.

4.3.2 فترة الثقة للفرق بين معلمتي الموقع:

اقترحت جمعية علم النفس الأمريكية (APA) (2001) أن يبين الباحثون فترة الثقة (Confidence Interval) لبيانات البحث، إذ إنَّ فترة الثقة هي أداة استدلال عن مجتمع الدراسة وفقاً لتقدير خطأ المعاينة (Sampling Error). وبتحديد أكثر، فإن فترة الثقة تقدِّم مدى من القيم التي تقع فيها قيم مجتمع الدراسة بمستوى ثقة (Level of Significance) %100(1-α).

يمكن إيجاد فترة ثقة للوسيط باستخدام الفرق بين بيانات عينتين مستقلتين، والتي تحتوي القيم الممكنة للفروقات، والتي لا نرفض فيها الفرضية الصفرية عند مستوى ثقة محدد α.

يعتمد الاختبار على الافتراضين التاليين:

1. أن تتألف البيانات من عينتين عشوائيتين مستقلتين (Independent Random Samples): $X_1, X_2, ..., X_n$ من المجتمع الأول و $Y_1, Y_2, ..., Y_n$ من المجتمع الثاني.

2. أن دالتي التوزيع (Distribution Functions) للمجتمعين متطابقتان ما عدا إمكانية اختلاف معلمتي الموقع (Location Parameters).

لإجراء التحليل نقوم بإنشاء جدول يتضمن جميع الفروقات الممكنة $\mathrm{D}_{ij} = X_i - Y_j$ لكل زوج ممكن من بيانات العينتين (X_i, Y_j). وعند ترتيب قيم العينة الأولى X_i من الأصغر إلى الأكبر على الصف الأفقي وكذلك ترتيب قيم العينة الثانية Y_j من الأصغر إلى الأكبر على العمود الرأسي، لن نكون بحاجة لترتيب قيم الفروقات D_{ij} فيما بعد (١).

سيكون الإجراء الخاص بالعينات الذي سيتم عرضه لاحقاً بالتطبيق على بيانات الجدول (4.2) (اختبار مان ويتني U للعينة صغيرة الحجم)، والموجودة في بداية هذا الفصل تقريباً.

تم ترتيب بيانات الجدول (4.2) في الجدول (4.3)، حيث إنَّ علامات الطريقة الأولى (X_i) تم وضعها بالترتيب في الصف الأفقي، وعلامات الطريقة الثانية (Y_i) تم وضعها بالترتيب في العمود الرأسي. ومن ثَمَّ فإن الفروقات D_{ij} (والتي عددها $n_1 n_2$) يتم حسابها بواسطة طرح قيمة Y_j من قيمة X_i المقابلة لها في الجدول كما هي محسوبة في الجدول (4.3). لاحظ أن قيم الفروقات D_{ij} مرتبة في الجدول من الأكبر إلى الأصغر مبتدئاً من أعلى اليسار إلى أسفل اليمين (٢).

---

(١) المترجم: هذه الملاحظة ليست صحيحة، وهذا لن يضمن أن تكون قيم الفروقات مرتبة كما يظهر في الجدول (4.3).
(٢) المترجم: وهذه الملاحظة ليست صحيحة.

جدول (4.3)

Y_j	X_i						
	38	39	40	41	48	50	53
10	28	29	30	31	38	40	43
12	26	27	28	29	36	38	41
14	24	25	26	27	34	36	39
17	21	22	23	24	31	33	36
18	20	21	22	23	30	32	35
20	18	19	20	21	28	30	33
102	−64	−63	−62	−61	−54	−52	−49

نســـتخدم جدول (B.4) في الملحق (B) لإيجاد الحد الأدنى لفترة الثقة L والحد الأعلى U، حيث إنَّه للاختبار غير الموجه، فإن L هي قيمة الفرق ذي الترتيب $w_{\alpha/2}$ من الأسـفل، و U هي قيمة الفرق ذي الترتيب $w_{\alpha/2}$ من الأعلى وفقاً لقيمة α وقيمة كلٍّ من n_1 و n_2 لفترة ثقة $100(1-\alpha)\%$.

في مثالنا هذا، لدينا $n_1 = 7$ و $n_2 = 7$ ، وباختيار $\alpha/2 = 0.05/2 = 0.025$ ، فإنه وفقاً للجدول (B.4) تكون $w_{\alpha/2} = 9$. وهذا يعني بأن تاسع قيمتين من الأعلى والأسفل تُحدِّدان حدود فترة ثقة 95%. وبالتالي فإن $L = 19$ و $U = 36$. وبناءً على هذه النتائج، فإننا متأكدون بنسبة 95% بأن قيمة وسيط الفروقات في المجتمع تقع بين 18 [١] و36.

(١) المترجم: هنا خطأ مطبعي، والقيمة الصحيحة هي 19.

4.3.3 مسألة مختارة عن اختبار مان ويتني U (العينات كبيرة الحجم):

إن المقارنة السابقة بين طريقتي تعليم فهم القراءة تمَّ تكرارها مع طلاب الصف الخامس، حيث تم استخدام نفس الطريقتين. الطريقة الأولى هي برنامج السحب للخارج، والتي يتم فيها أخذ الأطفال يومياً خارج الصف لمدة 30 دقيقة لأربعة أيام في الأسبوع؛ أما الطريقة الثانية فكانت برنامج المجموعات الصغيرة، والتي يتم فيها تعليم الأطفال في مجموعات صغيرة في الصف تتراوح بين أربعة أو خمسة أطفال وذلك لمدة 45 دقيقة يومياً لأربعة أيام في الأسبوع. وبعد أربعة أسابيع من تطبيق الطريقتين تم اختبار الطلاب باستخدام اختبار فهم القراءة، حيث يعرض الجدول (4.4) نتيجة الاختبار.

4.3.3.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا توجد نزعة لرتب بيانات طريقة ما بأن تكون - وبنمط منتظم - أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى. ويتم صياغة الفرضية بطريقة يتم فيها مقارنة توزيعات البيانات وليس متوسطاتها. أما فرضية البحث فتشير إلى أنه توجد نزعة لرتب بيانات طريقة ما بأن تكون - وبنمط منتظم - أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى. ستكون الفرضية البحثية في حالتنا هذه فرضية غير مُوجَّهة أو في اتجاهين؛ وذلك لأنها تشير إلى وجود فرق، ولكن هذا الفرق ليس في اتجاه معين.

الفرضية الصفرية هي:

H_0 : لا توجد نزعة لرُتب بيانات طريقة ما بأن تكون - وبنمط منتظم - أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى.

فرضية البحث هي:

H_A : رتب بيانات طريقة ما أعلى أو أدنى من رتب بيانات الطريقة الأخرى بنمط منتظم.

الجدول (4.4)

الطريقة الأولى	الطريقة الثانية
48	14
40	18
39	20
50	10
41	12
38	102
71	21
30	19
15	100
33	23
47	16
51	82
60	13
59	25
58	24
42	97
11	28
46	9
36	34
27	52
39	70
72	22
57	26
45	8
53	17

4.3.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى أيضاً ألفا (α) عادة ليساوي 0.05. في مثالنا هذا، سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً 95% وليس بسبب المصادفة.

4.3.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تم جمع البيانات من عينتين مستقلتين أو غير مرتبطتين من أطفال الصف الخامس الذين يتم تعليمهم القراءة. وحيث إنَّنا نقارن عينتين مستقلتين أو غير مرتبطتين فسنستخدم اختبار مان ويتني U.

4.3.3.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، ادمج بيانات العينتين معاً، ثم حدِّد رتبة كل قيمة (انظر إلى الجدول 4.5). بعد ذلك، احسب مجموع رتب قيم كل عينة على حدة (سنرمز بـ ΣR_1 للطريقة الأولى، و ΣR_2 للطريقة الثانية). باستخدام الجدول (4.5) نحصل على

$$\Sigma R_1 = 779$$

وكذلك

$$\Sigma R_2 = 496$$

الآن، احسب قيمة U لكل عينة، حيث للعينة الأولى يكون لدينا:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - \Sigma R_1$$

$$= 25(25) + \frac{25(25+1)}{2} - 779 = 625 + 325 - 779$$

$$U_1 = 171$$

وللعينة الثانية يكون لدينا:

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - \Sigma R_2$$

$$= 25(25) + \frac{25(25+1)}{2} - 496 = 625 + 325 - 496$$

$$U_2 = 454$$

وحيث إنَّ إحصاء اختبار مان ويتني U هو القيمة الصغرى من القيمتين U_1 و U_2؛ فإن $U = 171$.

حيث إنَّ حجم العينتين كبير، فإننا سوف نُقارب توزيع العينتين للتوزيع الطبيعي، وبالتالي فإننا سنوجد القيمة المعيارية z للبيانات باستخدام مقاربة التوزيع الطبيعي. يجب أن نُوجد قيمة المتوسط $\bar{x}_U$، وكذلك الانحراف المعياري s_U للبيانات:

$$\bar{x}_U = \frac{n_1 n_2}{2} = \frac{25(25)}{2}$$

$$\bar{x}_U = 312.5$$

و

$$s_U = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} = \sqrt{\frac{25(25)(25 + +25 + 1)}{12}} = \sqrt{\frac{31,875}{12}}$$

$$s_U = 51.54$$

الجدول (4.5)

ترتيب البيانات		
الترتيب	علامات الاختبار	العينة
1	8	الطريقة الثانية
2	9	الطريقة الثانية
3	10	الطريقة الثانية
4	11	الطريقة الأولى
5	12	الطريقة الثانية
6	13	الطريقة الثانية
7	14	الطريقة الثانية
8	15	الطريقة الأولى
9	16	الطريقة الثانية
10	17	الطريقة الثانية
11	18	الطريقة الثانية
12	19	الطريقة الثانية
13	20	الطريقة الثانية
14	21	الطريقة الثانية
15	22	الطريقة الثانية
16	23	الطريقة الثانية
17	24	الطريقة الثانية
18	25	الطريقة الثانية
19	26	الطريقة الثانية
20	27	الطريقة الأولى
21	28	الطريقة الثانية
22	30	الطريقة الأولى
23	33	الطريقة الأولى
24	34	الطريقة الثانية
25	36	الطريقة الأولى

ترتيب البيانات		
الترتيب	علامات الاختبار	العينة
26	38	الطريقة الأولى
27	39	الطريقة الأولى
28	40	الطريقة الأولى
29	41	الطريقة الأولى
30	42	الطريقة الأولى
31	45	الطريقة الأولى
32	46	الطريقة الأولى
33	47	الطريقة الأولى
34	48	الطريقة الأولى
35	50	الطريقة الأولى
36	51	الطريقة الأولى
37	52	الطريقة الثانية
38	53	الطريقة الأولى
39	57	الطريقة الأولى
40	58	الطريقة الأولى
41	59	الطريقة الأولى
42	60	الطريقة الأولى
43	70	الطريقة الثانية
44	71	الطريقة الأولى
45	72	الطريقة الأولى
46	82	الطريقة الثانية
47	93	الطريقة الأولى
48	97	الطريقة الثانية
49	100	الطريقة الثانية
50	102	الطريقة الثانية

بعد ذلك، نستخدم قيم المتوسط والانحراف المعياري وإحصاء الاختبار U لحساب القيمة المعيارية z. تذكَّر أننا نختبر فرضية بأنه لا يوجد فرق بين رتب علامات الطلاب للطريقتين المختلفتين في اختبار فهم القراءة لطلاب الصف الخامس.

$$z^* = \frac{U_i - \overline{x}_U}{s_U} = \frac{171 - 312.5^*}{51.54}$$

$$z^* = -2.57$$

4.3.3.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

يتم استخدام الجدول (B.1) في الملحق (B)؛ وذلك لتحديد المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. عندما يكون الاختبار غير مُوجَّه (في اتجاهين)، وعند اختيار $\alpha = 0.05$؛ فإنه يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية عندما تكون $-1.96 \le z^* \le 1.96$.

4.3.3.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

حيث إنَّنا وجدنا أن z^* لا تقع في المنطقة الحرجة للتوزيع إذ إنَّ $-1.96 > -2.75$؛ فإننا نرفض الفرضية الصفرية، وهذا يشير إلى وجود فرق بين الطريقة الأولى والطريقة الثانية.

4.3.3.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وبالتالي فإن ذلك يشير إلى وجود فرق حقيقي بين الطريقتين. بالإضافة إلى ذلك، وحيث إنَّ مجموع رتب بيانات الطريقة الأولى (ΣR_1) أكبر من مجموع رتب بيانات الطريقة الثانية (ΣR_2)؛ فإن الطريقة الأولى تحقق علامات في اختبار فهم القراءة أعلى معنوياً من الطريقة الثانية.

حتى الآن، فإن التحليل مقتصر على معرفة ما إذا كان هناك وجود لفرق معنوي بين المجموعتين؛ وبمعنى آخر، مستوى المعنوية للاختبار الإحصائي لا يصف قوة المعالجة (Treatment Strength)، ولكن جمعية علم النفس الأمريكية (2001) دعت لاستخدام مقياسٍ لوصف قوة المعالجة يُسمَّى حجم التأثير (ES).

نستطيع هنا أن نعتبر (ES) لاختبار العينة كبيرة الحجم طريقة لتحديد درجة الاقتران بين المجموعتين، حيث نستخدم الصيغة الرياضية (4.5) لحساب حجم التأثير (ES). لدينا في هذا المثال $z = -2.75$ و $n = 50$، وبالتالي فإن:

$$ES = \frac{|z|}{\sqrt{n}} = \frac{|-2.75|}{\sqrt{50}}$$

$$ES = 0.39$$

إن قيمة (ES) التي حصلنا عليها للعينة بلغت 0.39، والتي تشير إلى مستوى متوسط مرتفع (Midium-High) Level من الاقتران بين طريقتي برنامجي تعليم فهم القراءة لطلاب الصف الخامس.

4.3.3.8 كتابة النتائج:

في هذا المثال تمَّ استخدام طريقتين لتزويد الطلاب بالتعليمات اللازمة لتعلم فهم القراءة، حيث إنَّ الطريقة الأولى هي برنامج السحب للخارج والطريقة الثانية هي برنامج المجموعات الصغيرة. باستخدام علامات الطلاب المرتبة في اختبار فهم القراءة، النتيجة تشير إلى وجود فرق معنوي بين الطريقتين $(U = 171,\ n_1 = 25,\ n_2 = 25,\ p < 0.05)$. وحيث إنَّ مجموع رُتب قيم المجموعة الأولى $(\Sigma R_1 = 779)$ أكبر من مجموع رتب قيم المجموعة الثانية $(\Sigma R_2 = 496)$، بالإضافة إلى أننا وجدنا قيمة ES للفرق بين العينتين هي 0.39، فإننا نقول إن البيانات تدعم أن طريقة السحب للخارج يمكن اعتبارها برنامجاً أكثر فاعلية من برنامج المجموعات الصغيرة في تعليم أطفال الصف الخامس فهم القراءة في هذه المدرسة.

4.4 حساب إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين:

استخدمنا في الفصل الثاني اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة؛ وذلك لمقارنة توزيع العينة مع التوزيع الطبيعي. أما اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين فإننا نستطيع استخدامه لتحليل استقلالية بيانات عينتين متى ما حققت البيانات الافتراضين التاليين:

١- إن المشاهدات $X_1, \ldots, X_m$ هي عينة عشوائية من مجتمع متصل 1 (Continuous Population)، وقيم X مستقلة بالتبادل (Mutually

(Independent) ومتطابقة بالتوزيع (Identically Distributed). وبالمثل، فإن المشاهدات $Y_1,...,Y_n$ هي عينة عشوائية من مجتمع متصل 2، وقيم X مستقلة بالتبادل ومتطابقة بالتوزيع.

٢- إن العينتين مستقلتان.

نبدأ بوضع البيانات في الهيئة التي تسمح لنا بحساب إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف Z، حيث إن الخطوة الأولى في هذا الإجراء هي إيجاد دالتي التوزيعين التجريبيين $F_m(t)$ و $G_n(t)$ للعينتين X وY بالترتيب، ثم دمج بيانات العينتين معاً، وبعد ذلك ترتيبهم وفقاً لرتبهم.

لكل عدد حقيقي (Real Number) t:

$$F_m(t) = \frac{\text{عدد قيم } X \leq t}{m}$$

و

$$G_n(t) = \frac{\text{عدد قيم } Y \leq t}{n}$$

حيث m هي حجم العينة X وn هي حجم العينة Y.

بعد ذلك، استخدِم الصيغة الرياضية (4.6) لإيجاد القيم المطلقة للفروقات D بين دالتي التوزيعين التجريبيين.

$$D = \left| F_m(t) - G_n(t) \right| \qquad 4.16$$

استخدِم القيمة العليا للفروقات، D_{max} كما في الصيغة الرياضية (4.7) وذلك لحساب إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف Z:

$$Z = D_{max}\sqrt{\frac{mn}{m+n}} \qquad 4.7$$

ثم استخدِم إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف Z والصيغة الرياضية كما في Smirnov (1948) (انظر إلى الصيغ الرياضية (4.8) و(4.9) و(4.10) و(4.11) و(4.12) و(4.13)) لإيجاد تقدير القيمة الاحتمالية p للاختبار غير الموجه. وهذا هو نفس الإجراء الذي تمَّ عرضه في الفصل الثاني عندما قُمنا بإجراء اختبار كولموقروف سميرنوف لعينة واحدة:

4.8 إذا $0 \le Z < 0.27$ فإن $p = 1$

4.9 إذا $0.27 \le Z < 1$ فإن $p = 1 - \frac{2.506628}{Z}(Q + Q^9 + Q^{25})$

حيث

4.10 $Q = e^{-1.33701Z^{-2}}$

4.11 إذا $1 \le Z < 3.1$ فإن $p = 2(Q - Q^4 + Q^9 - Q^{16})$

حيث

4.12 $Q = e^{-2Z^2}$

4.13 إذا $Z \ge 3.1$ فإن $p = 0$

عند حصولنا على القيمة الاحتمالية p فإنه يمكننا مقارنتها مع مستوى الخطر (المعنوية) α لتحديد ما إذا كانت العينتان مختلفتين معنوياً.

4.4.1 مسألة مختارة عن اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين:

سنستخدم البيانات الواردة في الجزء (4.3.1) لشرح اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين، والجدول (4.6) هو إعادة لبيانات دراسة فهم القراءة لطلاب الصف الرابع. حيث كانت الطريقة الأولى برنامجاً يتم فيه سحب الطلاب من صفوفهم الدراسية لمدة 30 دقيقة يومياً من يوم الإثنين إلى يوم الخميس في كل أسبوع، والطريقة

الثانية كانت برنامج المجموعات الصغيرة والتي لا يزيد حجمها عن خمسة طلاب وذلك لمدة 45 دقيقة يومياً في الصف، ويتم تدريس الطلاب في هذه الصفوف صغيرة الحجم أيضاً من يومي الإثنين إلى الخميس. ويتم اختبار الطلاب باستخدام اختبار لفهم القراءة بعد أربعة أسابيع من الإرشادات.

الجدول (4.6)

الطريقة الأولى	الطريقة الثانية
48	14
40	18
39	20
50	10
41	12
38	102
53	17

4.4.1.2 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

افترض أن $X_1,...,X_m$ و $Y_1,...,Y_n$ عينتان عشوائيتان مستقلتان. وتشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد فرق بين مجموعتي طريقتي تعليم القراءة X وY، أما فرضية البحث فهي فرضية غير موجَّهة أو في اتجاهين؛ وذلك لأنها تشير إلى وجود فرق، ولكن هذا الفرق ليس في اتجاه معين.

الفرضية الصفرية هي:

H_0: [$F_m(t) = G_n(t)$ لكل قيم t].

وفرضية البحث هي:

H_A: [$F_m(t) \neq G_n(t)$ لقيمة واحدة على الأقل من قيم t]

4.4.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

في مثالنا هذا سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أنَّ الفرق الإحصائي المحسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

4.4.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

نحاول في هذا المثال مقارنة عينتين عشوائيتين X وY. وحيث إنَّ قيم كل عينة مستقلة بالتبادل ومتطابقة بالتوزيع، وكذلك فإن قيم X وكذلك قيم Y مستقلة بالتبادل؛ فإن اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين سيكون مناسباً لإجراء هذه المقارنة.

4.4.1.4 احسِب إحصاء الاختبار:

ابدأ بحساب دالتي التوزيعين التجريبيين لكل من العينتين X وY:

$$F_m(t) = \frac{\text{عدد قيم } X \le t}{m}$$

و

$$G_n(t) = \frac{\text{عدد قيم } Y \le t}{n}$$

حيث $m = 7$ و $n = 7$.

نستخدم البيانات في الجدول (4.6) والصيغة الرياضية (4.6) لإيجاد قيم الفروقات وتوليد القيم الواردة في الجدول (4.7).

بعد ذلك، نُوجِد القيمة العليا للفروقات، $D_{\max}$، حيث إنَّ الجدول (4.7) يظهر أن $D_{\max} = 6/7 = 0.86$.

الآن، نستخدم الصيغة الرياضية (4.7) لحساب إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف Z:

$$Z = D_{\max}\sqrt{\frac{mn}{m+n}} = (0.86).\sqrt{\frac{(7)(7)}{7+7}} = (0.86).\sqrt{3.5} = (0.86).(1.87)$$

$$Z = 1.604$$

الجدول (4.7)

$\lvert F_7(Z_i) - G_7(Z_i)\rvert$ [١]	$G_7(Z_i)$	$F_7(Z_i)$	Z_i	
1/7	1/7	0/7	10	1
2/7	2/7	0/7	12	2
3/7	3/7	0/7	14	3
4/7	4/7	0/7	17	4
5/7	5/7	0/7	18	5
6/7	6/7	0/7	20	6
$\lvert F_7(Z_i) - G_7(Z_i)\rvert$	$G_7(Z_i)$	$F_7(Z_i)$	Z_i	
5/7	6/7	1/7	38	7
4/7	6/7	2/7	39	8
3/7	6/7	3/7	40	9
2/7	6/7	4/7	41	10
1/7	6/7	5/7	48	11
0/7	6/7	6/7	50	12
1/7	6/7	7/7	53	13
0/7	7/7	7/7	102	14

(١) المترجم: ينبغي استخدام الرمز t هنا تماشياً مع صيغ الدوال الواردة في الجزء (4.4.1.4)، وتفادياً للبس مع الرمز Z، والذي تمَّ استخدامه كرمز لإحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف. وتكون عناوين الأعمدة لهذا الجدول هي: t، $F_7(t)$ ، $G_7(t)$ ، $\lvert F_7(t) - G_7(t)\rvert$.

4.4.1.5 حدِّد القيمة الاحتمالية p المرتبطة بإحصاء الاختبار:

الآن، نُوجد القيمة الاحتمالية p باستخدام الصيغة الرياضية (4.11) حيث إنَّ قيمة الإحصاء المحسوبة تُحقِّق الشرط $1 \le Z < 3.1$.

نبدأ أولاً بحساب قيمة Q باستخدام الصيغة الرياضية (4.12):

$$Q = e^{-2Z^2} = e^{(-2)(1.604)^2} = e^{-5.146}$$

$$Q = 0.0058$$

الآن، يمكننا استخدام الصيغة الرياضية (4.11):

$$p = 2(Q - Q^4 + Q^9 - Q^{16}) = (2)(0.0058 - 0.0058^4 + 0.0058^9 - 0.0058^{16})$$

$$= (2)(0.0058)$$

$$p = 0.012$$

4.4.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية:

تمَّ حساب القيمة الاحتمالية p للاتجاهين وكانت $p = 0.012$، ويتم الآن مقارنتها مع مستوى الخطر الذي تمَّ تحديده مسبقاً، $\alpha = 0.05$. إذا كانت قيمة α أكبر من القيمة الاحتمالية p فإننا نرفض الفرضية الصفرية، أما إذا كانت قيمة α أصغر من القيمة الاحتمالية p فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

4.4.1.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية والتي تشير إلى أن طريقتي تعليم فهم القراءة لهما تأثير مختلف معنوياً على تعلم الطلاب. ويتضح من دراسة النتائج أن الطريقة الأولى عموماً لها فاعلية أكبر من الطريقة الثانية.

4.4.1.8 كتابة النتائج:

عند كتابة نتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين، اذكر معلومات كحجم كل عينة، وإحصاء D، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة.

في هذا المثال، تم استخدام طريقتين لتزويد الطلاب بالتعليمات اللازمة لتعلم فهم القراءة، حيث إنَّ الطريقة الأولى هي برنامج السحب، والطريقة الثانية برنامج المجموعات الصغيرة، وكل طريقة تشتمل على بيانات سبعة مشاركين. ونتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين (D=0.087, $p < 0.05$) [1] تشير إلى وجود فرق معنوي بين الطريقتين المستخدمتين. بناءً على ذلك، فإننا نقول إن البيانات تدعم كون طريقة السحب تعتبر برنامجاً أكثر فاعليةً من برنامج المجموعات الصغيرة في تعليم الأطفال فهم القراءة لطلاب الصف الرابع في هذه المدرسة.

4.5 إجراء اختبار مان ويتني U واختبار كولموقروف ـ سميرنوف لعينتين باستخدام SPSS:

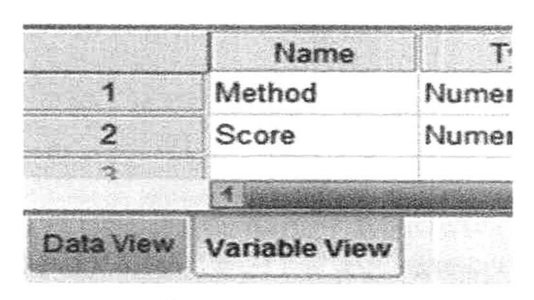
سنقوم بتحليل بيانات المثال الوارد في الجزأين (4.3.1) و(4.4.1) باستخدام SPSS.

4.5.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة، وبعد ذلك اكتُب أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name". بخلاف العينات المرتبطة التي تم شرحها في الفصل الثاني، لا تستطيع إدخال بيانات كل عينة مستقلة في عمود منفصل لتنفيذ اختبار مان ويتني U أو اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين. يجب أن تستخدم متغيرَ المجموعة (Grouping Variable) لغرض تمييز كل عينة عن الأخرى. كما هو واضح في الشكل (4.2)، فإن المتغير الأول هو متغير المجموعة الذي قُمنا بتسميته "Method"، والمتغير الثاني الذي قُمنا بتسميته "Score" سيكون للقيم الفعلية.

---

(١) المترجم: وإن كانت قيمة D_{max} مهمة في نتيجة الاختبار، إلا أنه ينبغي ذكر قيمة إحصاء الاختبار المحسوبة Z، والتي نستخدمها لحساب القيمة الاحتمالية.



شكل (4.2)

عند تكوين متغير المجموعة، فإن من الأسهل غالباً أن نُحدِّد لكل مجموعة قيمة عددية صحيحة. في مثالنا هذا، فإن المجموعتين هما الطريقة الأولى "Method 1" والطريقة الثانية "Method 2"، وبالتالي فإنه يجب علينا أن نُحدِّد متغيرات المجموعة لمتغير الطريقة "Method". أولاً، نُحدِّد عمود "Values" بالضغط على المربع الرمادي كما هو واضح في الشكل (4.3)، وبعد ذلك نُحدِّد قيمة 1 لتساوي "Method 1". الآنَ وحال أن نضغط على الزر "Add" سنُحدِّد القيمة 2 لتساوي "Method 2" بناءً على القيم التي أدخلناها أعلاه.

شكل (4.3)

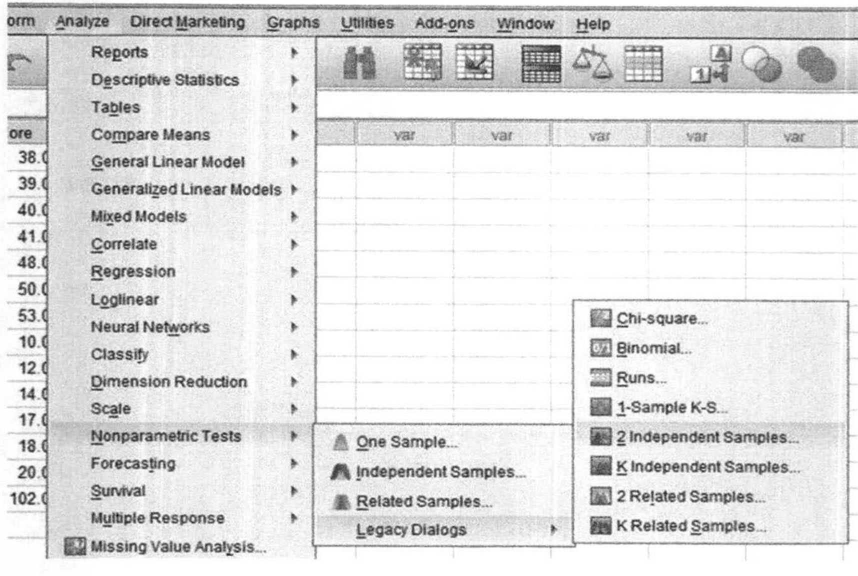
4.5.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة كما هو واضح في الشكل (4.3)، وأدخِل القيم لمجموعتي البيانات (Data Values) في العمود "Score "، وأثناء هذا قُمْ بإدخال قيمة متغير المجموعة المقابل في عمود الطريقة "Method". على سبيل المثال، فإن جميع القيم للطريقة الثانية "Method 2" يُعبَّر عنها بالقيمة 2 في عمود متغير المجموعة الذي تمت تسميته "Method".

	Method	Score
1	1.00	38.00
2	1.00	39.00
3	1.00	40.00
4	1.00	41.00
5	1.00	48.00
6	1.00	50.00
7	1.00	53.00
8	2.00	10.00
9	2.00	12.00
10	2.00	14.00
11	2.00	17.00
12	2.00	18.00

Data View | Variable View

شكل (4.4)



شكل (4.5)

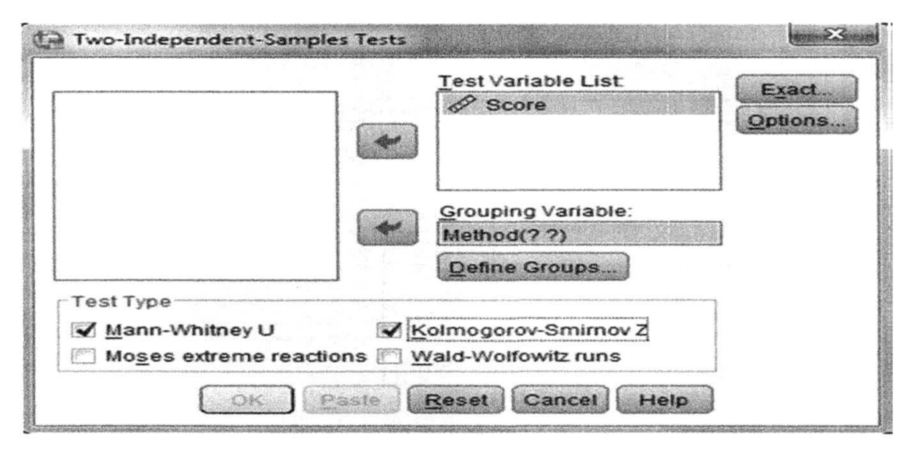
4.5.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو موضح في الشكل (4.5)، اختر القوائم المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات القديمة "Legacy Dialogs"، ثم اختر العينتين المستقلتين "2 Independent Samples..".

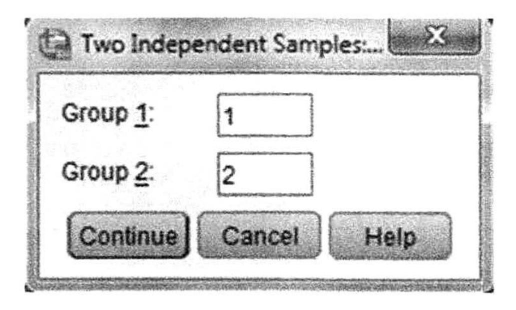
استخدِم السهم العلوي لوضع المتغير الذي يتضمن قيمَ البيانات أو المتغير التابع (Dependent Variable) في الصندوق "Test Variable List:"، وبعد ذلك استخدِم السهم السفلي لوضع متغير المجموعة أو المتغير المستقل (Independent Variable) في الصندوق "Grouping Variable". كما هو واضح في الشكل (4.6)، فإننا نضع متغير "Score" في صندوق "Test Variable:"، ومتغير "Method" في صندوق "Grouping Variable". اضغط على زر "Define Groups..." لتحديد قيمة مرجعية للمتغير المستقل (والذي هو متغير المجموعة "Grouping Variable").

كما يتضح في الشكل (4.7) أدخِل 1 في الصندوق بجانب "Group 1"، و 2 في الصندوق بجانب "Group 2". وبعد ذلك اختر زر "Continoue"، حيث إنَّ هذه

الخطوة تُحدِّد القيم الاسمية التي أدخلتها عند تعريف متغير المجموعة (Grouping Variable) في الخطوة السابقة. الآنَ وبعد أن تم تحديد المجموعات، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.



شكل (4.6)



شكل (4.7)

4.5.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

أولاً، نبدأ بمقارنة العينتين باستخدام اختبار مان ويتني U، حيث تعرض مخرجات SPSS (4.1) مجموع الرتب وكذلك حجم العينتين لمقارنة المجموعتين. ويعرض الجدول الثاني في مخرجات SPSS القيمة المحسوبة لإحصاء اختبار مان ويتني U (U=7.0). وكما تم إيضاحه في الشكل (4.2) فالجدول أيضاً يعرض إحصاءً لامعلمياً مشابهاً يُسمَّى إحصاء ويلكوكسن W (Wilcoxon W-test Statistic) (W=35.0)،

لاحظ أن إحصاء ويلكوكسن W هو القيمة الصغرى من مجموع الرتب في الجدول الأول.

يعرض برنامج SPSS القيمة الحرجة z للعينات كبيرة الحجم. وبالإضافة إلى ذلك، فإن SPSS يحسب القيمة المعنوية غير الموجهة (Two-Tailed Significance) باستخدام طريقتين، حيث تكون المعنوية التقريبية مناسبة أكثر للعينات كبيرة الحجم، أما المعنوية المضبوطة (Exact Significance) فتكون مناسبة للعينات صغيرة الحجم أو البيانات التي لا تُماثِل التوزيع الطبيعي.

وفقاً لنتائج SPSS، فإن رتب علامات الطلاب في اختبار فهم القراءة مختلفة معنوياً للطريقتين $(U = 7, n_1 = 7,\ n_2 = 7,\ p < 0.05)$. بالإضافة إلى ذلك، فإن مجموع رتب المجموعة الأولى $(\Sigma R_1 = 70)$كانت قيمته أكبر من مجموع رتب المجموعة الثانية $(\Sigma R_2 = 35)$.

اختبار مان ويتني

Ranks

	Method	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Score	Method 1	7	10.00	70.00
	Method 2	7	5.00	35.00
	Total	14		

Test Statistics[a]

	Score
Mann-Whitney U	7.000
Wilcoxon W	35.000
Z	-2.236
Asymp. Sig. (2-tailed)	.025
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.026[b]

a. Grouping Variable: Method

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (4.1)

اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين

Frequencies

	Method	N
Score	Method 1	7
	Method 2	7
	Total	14

Test Statistics[a]

		Score
Most Extreme Differences	Absolute	.857
	Positive	.143
	Negative	-.857
Kolmogorov-Smirnov Z		1.604
Asymp. Sig. (2-tailed)		.012

a. Grouping Variable: Method

مخرجات SPSS (4.2)

ثانياً، قُمنا بتحليل البيانات باستخدام اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين، حيث تعرض مخرجات SPSS (4.2) القيمة العليا للفروقات، $D_{\max} = 0.857$، ويعرض الجدول الثاني قيمة إحصاء اختبار كولموقروف سميرنوف المحسوبة $Z = 1.604$، والمعنوية غير الموجهة $p = 0.012$.

إن نتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين $(D = 0.857, p < 0.05)$، وهي تشير إلى وجود اختلاف معنوي بين الطريقتين، وبالتالي فإننا نستطيع القول إن البيانات تدعم كون برنامج السحب للخارج أكثر فاعلية من برنامج المجموعات الصغيرة لتعليم فهم القراءة لطلاب الصف الرابع في هذه المدرسة.

4.6 أمثلة من الأدبيات البحثية:

يتم هنا استعراض مجموعة من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تمَّ شرحها في هذا الفصل، حيث قُمنا بتلخيص كل دراسة بحثية والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً، وفي حال كُنتَ مهتماً بنتائج هذه الدراسات فنحن نُشجِّعك على الاطلاع على هذه الدراسات.

درس Odaci (2007) الكآبة والسلوكيات الاجتماعية المنقادة وتكرار التفكير السلبي التلقائي لدى المراهقين الأتراك، حيث تمت مقارنة ذوي السمنة من المشاركين في الدراسة مع الذين أوزانهم طبيعية. بعد معرفة أن البيانات لا تتوزع وفق التوزيع الطبيعي باستخدام إحصاء اختبار شابيرو ويلك (Shapiro-Wilk Test Statistic)، قام Odaci باستخدام اختبار مان ويتني U لمقارنة المجموعتين.

قام كلٌّ من Bryant وTrockel (1976) بدراسة تأثير أحداث الحياة المُسبِّبة للضغوط على وحدة التحكم لدى الطالبات في المرحلة الجامعية، حيث قارن الباحثان متغيرات الحياة المتراكمة لدى المشاركات في الدراسة من ذوات التحكم الداخلي (Internal Locus) مع ذوات التحكم الخارجي (External Locus) باستخدام اختبار مان ويتني U. وقد تم اختيار هذا الإجراء اللامعلمي بسبب أن طبيعة بيانات أحداث الحياة المُسبِّبة للضغوط هي بيانات رتبية (Ordinal).

درس Re وآخرون (2007) الكتابة التعبيرية لدى الأطفال المصابين باضطراب عدم التركيز والفرط الحركي (ADHD)، حيث استخدم الباحثون اختبار مان ويتني U لمقارنة الطلاب الذين تظهر عليهم سلوكيات أعراض (ADHD) مع مجموعة ضابطة من الذين لا تظهر عليهم هذه السلوكيات. بعد اختبار البيانات باستخدام اختبار كولموقروف سميرنوف، اختار الباحثون الإجراء اللامعلمي؛ وذلك بسبب الاختلاف المعنوي بين توزيعي البيانات.

في محاولة لفهم العوامل التي تدفع طلاب الأقليات إلى الالتحاق بمهنة الأخصائي الاجتماعي، درس Limb وOrganista (2003) بيانات قرابة 7000 طالب في ولاية كاليفورنيا من الذين التحقوا ببرنامج الأخصائي الاجتماعي. وقد استخدم الباحثان اختبار ويلكوكسن لمجموع الرتب (Wilcoxon Rank Sum Test)[١] لمقارنة مجموع رتب مجموعات الطلاب. وقد استخدم الباحثان هذا الاختبار اللامعلمي لقلقهما من أن الافتراضات الإحصائية المتعلقة بمماثلة العينة للتوزيع الطبيعي (Sample Normality) وتجانس التباينات (Homogenity) غير متحققة.

---

(١) المترجم: اختبار ويلكوكسن لمجموع الرتب لم تتم مناقشته في هذا الفصل، وربما ليس من المناسب إدراج هذا المثال وكذلك المثال قبل الأخير.

اختبر Schulze و Tomal (2006) فهم الطلاب لمناخ الصف الدراسي لدى طلاب المرحلة الجامعية، وحيث إنَّ الاستبانة الموجَّهة للطلاب قد استخدمت مقياساً فترياً، فقد قاما بتحليل النتائج باستخدام اختبار مان ويتني U.

أجرت Hegedus (1999) دراسة تمهيدية (Pilot Study) لتقييم مقياسٍ تم تصميمه لاختبار سلوكيات العناية لدى الممرضات، تمت المقارنة بين مُقدِّمات العناية ومتلقيها. استخدمت الباحثة اختبار ويلكوكسن لمجموع الرتب في تحليلها للبيانات؛ وذلك بسبب أن المشاركات في الدراسة تمَّ إرشادهن لترتيب العناصر وفقاً لمقياس معين.

قام الباحثان Bryce و Blown (2012) بدراسة طبيعة الخبرة في علم الفضاء على مستوى نطاق الزمن والخبرة. ولكل مستوى من الزمن والخبرة، قارن الباحثان مجموعات من نيوزيلندا مع المجموعات المقابلة من الصين باستخدام اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين. وبمعنى آخر، كل مجموعة من عينتين مستقلتين تكون فيها عينة من نيوزيلندا تقابلها عينة من الصين. اختار الباحثان إجراءً لامعلمياً؛ لأن البيانات كانت مُصنَّفة وفقاً لمقياس رتبي.

4.7 ملخص:

عندما تكون لدينا عينتان غير مرتبطتين فإنه يمكننا مقارنتهما باستخدام إجراء لامعلمي كاختبار مان ويتني U (أو اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب) وكذلك اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين. إن الاختبار المعلمي المقابل لهذه الاختبارات يُعرف باختبار t لعينتين مستقلتين.

في هذا الفصل قُمنا بشرح كيفية إجراء وتفسير نتائج كلٍّ من اختبار مان ويتني U وكذلك اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين، وقُمنا بشرح الاختبارين باستخدام كلٍّ من العينات كبيرة الحجم وصغيرة الحجم. بالإضافة إلى ذلك، قُمنا بشرح كيفية تنفيذ الإجراءَين باستخدام برنامج SPSS، وأخيرًا عرضنا عدة أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية. سيتضمن الفصل القادم مقارنة أكثر من عينتين مرتبطتين.

4.8 تمارين:

1. البيانات في الجدول (4.8) تمَّ الحصول عليها من اختبار تحديد مستوى القراءة لأطفال في الصف الأول. قارِن الأداء المكتسب باستخدام الطريقتين المختلفتين لتدريس القراءة.

جدول (4.8)

الطريقة	العلامة المكتسبة	الطريقة	العلامة المكتسبة
واحد مقابل واحد	16	مجموعة صغيرة	11
واحد مقابل واحد	13	مجموعة صغيرة	2
واحد مقابل واحد	16	مجموعة صغيرة	10
واحد مقابل واحد	16	مجموعة صغيرة	4
واحد مقابل واحد	13	مجموعة صغيرة	9
واحد مقابل واحد	9	مجموعة صغيرة	8
واحد مقابل واحد	12	مجموعة صغيرة	5
واحد مقابل واحد	12	مجموعة صغيرة	6
واحد مقابل واحد	20	مجموعة صغيرة	4
واحد مقابل واحد	17	مجموعة صغيرة	16

استخدِم اختبار مان ويتني U غير الموجَّه واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين لتحديد أيٍّ من الطريقتين كانت أفضل في تدريس القراءة. اختر $\alpha = 0.05$ واكتُب النتائج.

2. تم إجراء دراسة بحثية لمعرفة ما إذا كانت ممارسة هواية ما لها تأثير إيجابي على صحة الشخص المتقاعد بعد سن 65. تصف البيانات في الجدول (4.9) الحالة الصحية للمشاركين (عدد الزيارات للطبيب في السنة) من الذين يمارسون هواياتهم بشكل يومي تقريباً وأولئك الذين لا يمارسون.

استخدِم اختبار مان ويتني U الموجَّه واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين لتحديد ما إذا كانت ممارسة الهواية تُقلِّل من الحاجة لزيارة الطبيب. اختر $\alpha = 0.05$ واكتُب النتائج.

جدول (4.9)

المجموعة التي لا تمارس هواية	المجموعة التي تمارس هواية
12	9
15	5
8	10
11	3
9	4
17	2

3. يعرض الجدول (4.10) علامات تقييم فصلين دراسيين مختلفين للذين يتم تعليمهم مهارات الحاسب الآلي باستخدام طريقتين مختلفتين. استخدِم اختبار مان ويتني U غير الموجَّه واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين لتحديد أيٍّ الطريقتين أفضل في تعليم مهارات الحاسب الآلي. اختر $\alpha = 0.05$، واكتُب النتائج.

جدول (4.10)

الطريقة الأولى	الطريقة الثانية
53	91
41	18
17	14
45	21
44	23
12	99
49	16
50	10

4. تمت مقارنة طريقتين مختلفتين لتعليم القراءة، حيث يتم في الطريقة الأولى استخدام الحاسب الآلي للتفاعل مع الطلاب وتشخيص قصور الفهم وتصحيحه لدى الطلاب، أما الطريقة الثانية فيتم التعليم فيها باستخدام كراسات التمارين في مجموعات الفصول الدراسية. يعرض الجدول (4.11) بيانات تقييم الطلاب بعد تعليمهم لمدة 6 أسابيع. احسب قيمة (ES) باستخدام القيمة المعيارية z من التحليل.

جدول (4.11)

الطريقة الأولى	الطريقة الثانية
27	9
38	42
15	21
85	83
36	110
95	19
93	29
57	40
63	30
81	23
65	18
77	32
59	101
89	7
41	50
26	37
102	22
55	71
46	16
82	45
24	35
87	28
66	91
12	86
90	20

5. تمَّ استخدام طريقتين لتعليم مادة العلوم لطلاب الصف السابع، حيث تتضمن الطريقة الأولى الذهاب للمعمل أسبوعياً، في حين تتضمن الطريقة الثانية فقط عملاً صفياً ومحاضراتٍ وأوراقَ عمل. ويعرض الجدول (4.12) أدناه أداء الطلاب في اختبار المادة النهائي للطريقتين. أوجد 95 % فترة ثقة للوسيط باستخدام الفرق بين العينتين المستقلتين وذلك لمقارنة الطريقتين.

جدول (4.12)

الطريقة الأولى	الطريقة الثانية
15	8
23	15
9	10
12	13
18	17
22	5
17	18
20	7

4.9 حلول التمارين:

1. نتائج التحليل كما تظهر أدناه في مخرجات برنامج SPSS (4.3) و(4.4)، حيث أشارت نتائج اختبار مان ويتني U $(U=9, n_1=10,\ n_2=10,\ p<0.05)$ إلى أن الطريقتين مختلفتان معنوياً. وبالإضافة إلى ذلك، فإن قيمة مجموع الرتب لطريقة واحد مقابل واحد $(\Sigma R_1=146)$ كانت أكبر منها لطريقة المجموعة الصغيرة $(\Sigma R_2=64)$.

تشير أيضاً نتائج اختبار كولموقروف - سميرنوف لعينتي $(D=1.789,\ p<0.05)$ إلى أن الطريقتين مختلفتان معنوياً.

ولذلك فإنه وفقاً لنتيجة الاختبارات الإحصائية، فإن طلاب الصف الأول أظهروا أداءً أعلى معنوياً في القراءة عندما تمَّ تعليمهم باستخدام طريقة واحد مقابل واحد.

2. تظهر نتائج التحليل أدناه في مخرجات برنامج SPSS (4.5) و(4.6)، حيث أشارت نتائج اختبار مان ويتني U $(U=6,\ n_1=7,\ n_2=6,\ p<0.05)$ إلى أن العينتين مختلفتان معنوياً. وبالإضافة إلى ذلك، فإن قيمة مجموع الرتب للعينة

التي بدون هواية $(\Sigma R_1 = 64)$ كانت أكبر منها للعينة التي تمارس هواية $(\Sigma R_2 = 27)$.

ولكن أشارت نتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين $(D = 1.027,\ p > 0.05)$ إلى أن الطريقتين غير مختلفتين معنوياً.

إن تعارض نتائج الاختبارين الإحصـــائيين يمنع من صـــياغة نتيجة قطعية لهذه الدراسة، ونُوصي بإعادة الدراسة مع عينات ذات حجم أكبر.

3. نتائج التحليل تظهر أدناه في مخرجات برنامج SPSS (4.7) و(4.8)، حيث نتائج اختبار مان ويتني U $(U = 24, n_1 = 8,\ n_2 = 8,\ p > 0.05)$، ونتائج اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين $(D = 1.000, p > 0.05)$ أشارت إلى أن العينتين غير مختلفتين معنوياً. وبالتالي وبناءً على هذه الدراسة؛ فإن الطريقتين لم تؤديا إلى فرق معنوي في علامات تقييم مهارات الحاسب الآلي.

4. نتائج التحليل كالتالي:

$U_1 = 199$ و $U_2 = 426$

$$x_u = 312.5$$
$$s_u = 51.54$$
$$z^* = -2.20$$
$$ES = 0.31$$

ES متوسطة.

5. لدينا في مثالنا هذا $n_1 = 8$ و $n_2 = 8$. وعندما $0.05/2 = 0.025$ فإن $w_{\alpha/2} = 14$، وبالتالي فإنه وفقاً لهذه النتائج؛ فإننا متأكدون بنسبة 95% بأن وسيط الفرق بين الطريقتين يقع بين القيمتين 0 و11.

اختبار مان ويتني

Ranks

	Teaching Method	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Gain Score	One-on-One	10	14.60	146.00
	Small Group	10	6.40	64.00
	Total	20		

Test Statistics[a]

	Gain Score
Mann-Whitney U	9.000
Wilcoxon W	64.000
Z	-3.116
Asymp. Sig. (2-tailed)	.002
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.001[b]

a. Grouping Variable: Teaching Method

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (4.3)

اختبار كولموقروف ـ سميرنوف لعينتين

Frequencies

	Teaching Method	N
Gain Score	One-on-One	10
	Small Group	10
	Total	20

Test Statistics[a]

		Gain Score
Most Extreme Differences	Absolute	.800
	Positive	.000
	Negative	-.800
Kolmogorov-Smirnov Z		1.789
Asymp. Sig. (2-tailed)		.003

a. Grouping Variable: Teaching Method

مخرجات SPSS (4.4)

اختبار مان ويتني

Ranks

	Group	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Score	No Hobby	7	9.14	64.00
	Hobby	6	4.50	27.00
	Total	13		

Test Statistics[a]

	Score
Mann-Whitney U	6.000
Wilcoxon W	27.000
Z	-2.149
Asymp. Sig. (2-tailed)	.032
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.035[b]

a. Grouping Variable: Group

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (4.5)

اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين

Frequencies

	Group	N
Score	No Hobby	7
	Hobby	6
	Total	13

Test Statistics[a]

		Score
Most Extreme Differences	Absolute	.571
	Positive	.000
	Negative	-.571
Kolmogorov-Smirnov Z		1.027
Asymp. Sig. (2-tailed)		.242

a. Grouping Variable: Group

مخرجات SPSS (4.6)

اختبار مان ويتني

Ranks

	Method	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Score	Method 1	8	9.50	76.00
	Method 2	8	7.50	60.00
	Total	16		

Test Statistics[a]

	Score
Mann-Whitney U	24.000
Wilcoxon W	60.000
Z	-.840
Asymp. Sig. (2-tailed)	.401
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.442[b]

a. Grouping Variable: Method

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (4.7)

اختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين

Frequencies

	Method	N
Score	Method 1	8
	Method 2	8
	Total	16

Test Statistics[a]

		Score
Most Extreme Differences	Absolute	.500
	Positive	.250
	Negative	-.500
Kolmogorov-Smirnov Z		1.000
Asymp. Sig. (2-tailed)		.270

a. Grouping Variable: Method

مخرجات SPSS (4.8)



الفصل الخامس

مقارنة أكثر من عينتين مرتبطتين: اختبار فريدمان

5.1 الأهداف:

ستتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تقوم بإجراء اختبار فريدمان (Friedman Test).
- كيف تقوم بإجراء الاختلافات (Contrasts) لمقارنة العينات.
- كيف تقوم بإجراء اختبار فريدمان واختلافات العينات (Sample Contrasts) المقترنة به باستخدام برنامج SPSS.

5.2 مقدمة:

تشعر معظم قطاعات التعليم العام بالفخر بنسبة خريجيها الذين يتم قبولهم للدراسة في الكليات. يهتم أحد قطاعات التعليم العام الكبرى بمعرفة ما إذا كانت نسب القبول في الكليات متغيرة أو تميل للثبات (Stagnant)، حيث يستطيع القطاع مقارنة نسب الخريجين الذين يتم قبولهم في الكليات من المدارس التابعة للقطاع والبالغ عددها 10 مدارس للسنوات الخمس الماضية، وكل سنة تتضمن مجموعة أو عينة من النسب لكل مدرسة. بمعنى آخر، تتضمن الدراسة خمس مجموعات، وكل مجموعة تتضمن 10 قيم.

إن العينات في هذا المثال غير مستقلة (Dependent) أو مرتبطة (Related) حيث إنَّ كل مدرسة لها نسبة سنوية. واختبار فريدمان هو إجراء إحصائي لامعلمي (Nonparametric Statistical Procedure) لمقارنة أكثر من عينتين غير مستقلتين، والإجراء الإحصائي المعلمي المقابل له هو تحليل التباين للمقاييس المتكررة (Repeated Measures Analysis of Variance ANOVA).

عندما تكون نتائج اختبار فريدمان معنوية، فإن هذا يشير إلى أن عينة واحدة على الأقل مختلفة عن العينات الأخرى، ولكن اختبار فريدمان لا يشير إلى مكان الاختلاف

(الاختلافات). بالإضافة إلى ذلك، فإن الاختبار لا يُحدِّد عدد الاختلافات. ولكي نُحدِّد الاختلافات بين عينتين، فإن الباحث يمكنه استخدام ما يُعرف بإجراء اختلافات العينات أو الاختبارات البعدية (Post Hoc Tests) لتحليل زوج مُحدَّد من العينات للفروقات المعنوية. إن اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب (Wilcoxon Signed Rank Test) (انظر إلى الفصل الثالث) يعتبر طريقة مفيدة لإجراء اختلافات العينات بين مجموعة من العينات غير المستقلة.

سنقوم في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير اختبار فريدمان، ويليه إجراء اختلاف العينات. بالإضافة إلى ذلك، سنقوم بشرح كيفية تنفيذ الإجراءات باستخدام برنامج SPSS. وأخيراً، سنعرض بعض الأمثلة المتنوعة عن هذه الإحصاءات اللامعلمية من الأدبيات البحثية.

5.3 حساب إحصاء اختبار فريدمان:

يُستخدم اختبار فريدمان لمقارنة أكثر من عينتين مرتبطتين، وتتم صياغة الفرضيات وفقاً للمجتمع. بالإضافة إلى ذلك، فإنه عند إجراء اختبار فريدمان فإننا نختبر وسيط المجتمعات θ_i (Population Medians).

ولحساب إحصاء اختبار فريدمان F_r، نبدأ بعمل جدول للبيانات، حيث نُدرج أفراد أو عناصر (Subjects) البحث في صفوف الجدول، ونضع القيم لكل حالة (Condition) في الأعمدة مقابل أفراد الدراسة المناسبين. وبعد ذلك، نُرتِّب القيم الخاصة بالحالات لكل فرد أو عنصر. وعندما لا يكون هناك قيم متساوية للرتب (Ties)، نستخدم الصيغة الرياضية (5.1) لإيجاد قيمة إحصاء اختبار فريدمان F_r:

$$F_r = \left[\frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^{k} R_i^2 \right] - 3n(k+1) \qquad 5.1$$

حيث n تُمثِّل عدد الصفوف والتي هي عدد الأفراد أو العناصر، و k هي عدد الأعمدة والتي هي عدد الحالات، و R_i هي مجموع الرتب للعمود أو الحالة i.

أما إذا كان هناك قيم متساوية للرتب فنستخدم الصيغة الرياضية (5.2) لإيجاد إحصاء اختبار فريدمان F_r:

$$F_r = \frac{n(k-1)\left[\sum_{i=1}^{k}\frac{R_i^2}{n} - C_F\right]}{\sum r_{ij}^2 - C_F} \qquad 5.2$$

حيث n تمثل عدد الصفوف والتي هي عدد الأفراد أو العناصر، وk هي عدد الأعمدة والتي هي عدد الحالات، و R_i هي مجموع الرتب للعمود أو الحالة i، و C_F هي معامل تصحيح تساوي الرتب (Ties Correction) $(1/4)nk(k+1)^2$، و r_{ij} هو رتبة القيمة الخاصة بالعنصر j للحالة i.

يتم تحديد درجة الحرية (Degrees of Freedom) لإحصاء اختبار فريدمان باستخدام الصيغة الرياضية التالية:

$$df = k - 1 \qquad 5.3$$

حيث df هي درجة الحرية وk هي عدد المجموعات.

عند حساب قيمة إحصاء اختبار فريدمان فإنه يمكننا مقارنتها مع جدول القيم الحرجة (Critical Values) (انظر إلى الجدول (B.3) في الملحق B) لاختبار المجموعات للفروقات المعنوية. ولكن عندما يكون عدد المجموعات k أو عدد القيم في المجموعة n يتجاوز تلك القيم المتوفرة في الجدول، فإنه يمكن تطبيق تقريب المجموعات كبيرة الحجم (Large Sample Approximation). استخدِم جدول توزيع χ^2 (انظر إلى الجدول (B.2) في الملحق B) للحصول على القيمة الحرجة عند تطبيق تقريب المجموعات كبيرة الحجم.

عندما تكون قيمة الإحصاء F_r غير معنوية فهذا يدل على أنه لا يوجد فرق بين أيٍّ من الحالات التي يجري اختبارها، أما إذا كانت قيمة الإحصاء F_r معنوية فهذا يدل على أنه يوجد فرق بين حالتين على الأقل. ولهذا، فإن الباحث يمكنه استخدام ما

يُعرف باختلافات العينات لأزواج مفردة من الحالات أو الاختبارات البعدية؛ لتحديد أيٍّ من أزواج الحالات مختلف معنوياً.

وعند تطبيق اختلافات العينات المتعدد (Multiple Sample Contrasts)، فإن الخطأ من النوع الأول (Type I Error) يميل أن يكون متضخماً؛ ولهذا فإن مستوى الخطر (Level of Risk) (أو المعنوية) (Level of Significance) α المبدئي يجب أن يتم تعديله وفقاً لذلك. ونُوضِّح هنا إجراء بونفيروني (Bonferroni Procedure) لتعديل α كما هو واضح في الصيغة الرياضية التالية:

$$\alpha_B = \frac{\alpha}{k} \qquad 5.4$$

حيث إنَّ α_B هي مستوى الخطر المعدل (Adjusted Level of Risk)، و α هي مستوى الخطر الأصلي، وk هو عدد المقارنات.

5.3.1 مسألة مختارة عن اختبار فريدمان (العينات صغيرة الحجم بلا رتب متساوية):

تعاني مديرة ما من تأخُّر موظفيها السبعة المتكرر للحضور للدوام، ولتحسين وقت حضور الموظفين تستخدم المديرة إستراتيجيتين؛ الأولى: على مدى شهر تفرض المديرة عقوبة خصم 10$ من الراتب لكل يوم يتأخر فيه الموظفون في الوصول، والثانية: خلال الشهر التالي تفرض المديرة عقوبة خصم 20$ من الراتب لكل يوم لا يصل فيه الموظفون في الوقت المحدَّد.

يعرض الجدول (5.1) عدد المرات التي كان فيها كل موظف متأخراً لشهر معين، وخط الأساس (Baseline) الذي يعني عدد مرات تأخُّر الموظفين في الوصول للعمل شهرياً قبل تطبيق الإستراتيجتين. ويشير شهر (1) في الجدول، إلى عدد المرات التي تأخَّر فيها الموظفون عن الحضور للعمل خلال الشهر بعد تطبيق غرامة خصم 10$ من الراتب، وشهر (2) إلى عدد المرات التي تأخَّر فيها الموظفون عن الحضور للعمل خلال الشهر بعد تطبيق غرامة خصم 20$ من الراتب.

جدول (5.1)

الموظف	عدد مرات التأخُّر شهرياً		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
1	16	13	12
2	10	5	2
3	7	8	9
4	13	11	5
5	17	2	6
6	10	7	9
7	11	6	7

ونُريد أن نعرف ما إذا كانت أيٌّ من الإستراتيجيتين في عقوبة الخصم من الراتب قد خفَّضت حالات تأخُّر الموظفين عند الحضور للدوام.

وحيث إنَّ حجم العينات صغير ($n < 20$)، فإنه يتطلب منَّا استخدام اختبار لامعلمي، ويعتبر اختبار فريدمان الأفضل لتحليل البيانات واختبار الفرضية.

5.3.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) إلى أن أياً من إستراتيجيتي المديرة لا تُغيِّرعدد مرات تأخُّر الموظفين. أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فتشير إلى أن إحدى الإستراتيجيتين أو كلتيهما ستخفض عدد مرات تأخُّر الموظفين.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0: \theta_B = \theta_{M1} = \theta_{M2}$$

فرضية البحث هي:

H_A: إحدى الإستراتيجيتين أو كلتاهما ستخفض عدد مرات تأخُّر الموظفين شهرياً.

5.3.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى أيضاً ألفا (α)، ليساوي 0.05. سنستخدم في هذا المثال $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن أي فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

5.3.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تم جمع البيانات من ثلاث حالات غير مستقلة أو مرتبطة والتي هي عدد مرات التأخُّر في الحضور للعمل شهرياً. وحيث إنَّ حجم العينات الثلاث صغير وبعض افتراضات مماثلة التوزيع الطبيعي (Normality Assumptions) غير متحققة، وحيث إنَّنا نقارن ثلاث عينات غير مستقلة؛ فإننا سوف نستخدم اختبار فريدمان.

5.3.1.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، حدِّد رتب قيم كل موظف أو عنصر (انظر إلى الجدول 5.2).

جدول (5.2)

الموظف	رتب عدد مرات التأخُّر شهرياً		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
1	3	2	1
2	3	2	1
3	1	2	3
4	3	2	1
5	3	1	2
6	3	1	2
7	3	1	2

احسب بعد ذلك مجموع الرتب لكل حالة، حيث يتم جمع الرتب في كل مجموعة لنحصل على قيمة R للمجموعة.

لحالة خط الأساس:

$$R_B = 3+3+1+3+3+3+3 = 19$$

ولشهر 1:

$$R_{M1} = 2+2+2+2+1+1+1 = 11$$

ولشهر 2:

$$R_{M2} = 1+1+3+1+2+2+2 = 12$$

يتم استخدام قيم R لحساب إحصاء الاختبار F_r. وحيث إنَّه لا توجد قيم متساوية للرتب، فاستخدِم الصيغة (5.1):

$$F_r = \left[\frac{12}{nk(k+1)}\sum_{i=1}^{k} R_i^2\right] - 3n(k+1)$$

$$= \left(\frac{12}{7(3)(3+1)}\right)(19^2 + 11^2 + 12^2) - 3(7)(3+1)$$

$$= \left(\frac{12}{84}\right)(361+121+144) - 84 = (0.1429)(626) - 84 = 89.4286 - 84$$

$$F_r = 5.429$$

5.3.1.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدَّد:

سوف نستخدم جدول القيم الحرجة لاختبار فريدمان (انظر إلى الجدول (B.5) في الملحق B)، والذي يتضمن عدد المجموعات k، وعدد العينات n للبيانات [1]. في هذا المثال فإننا نبحث عن القيمة الحرجة التي تقابل $k = 3$ و $n = 7$ مع اختيار $\alpha = 0.05$، وباستخدام الجدول (B.5) فإن القيمة الحرجة لاختبار فريدمان تكون 7.14.

5.3.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 7.14 والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي $F_r = 5.429$. إذا كانت القيمة الحرجة أقلَّ من أو تساوي القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من قيمة الإحصاء المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

5.3.1.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى عدم وجود فرق معنوي بين الحالات الثلاث، وبالتالي فإنه لا يوجد أية ضرورة لإجراء مقارنات إضافية لهذه البيانات.

5.3.1.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج اختبار فريدمان معلومات؛ كعدد العناصر، وقيمة إحصاء الاختبار المحسوبة F_r، ودرجة الحرية، وعلاقة القيمة الاحتمالية p $(p-value)$ بقيمة α المختارة.

---

(١) المترجم: عدد العينات هو عدد الأعمدة والذي يُسمَّى أيضاً عدد المجموعات، ويُرمز له بالرمز k. أما عدد الصفوف فيمثل عدد الأفراد أو العناصر، الأسماء ليست دقيقة. في الجدول (B.5) تم تسمية هذا بالرمز N وليس n.

إنَّ عدد مرات تأخُّر الموظفين في هذا المثال $(n = 7)$ تمت مقارنتها بين الحالات الثلاث، وقد كانت نتيجة اختبار فريدمان غير معنوية $(F_{r(2)} = 5.429,\ p > 0.05)$[1]. وبالتالي فإنه يمكننا القول إن البيانات لا تدعم معاقبة الموظفين المتأخرين بخصم 10$ أو 20$ من رواتبهم الشهرية.

5.3.2 مسألة مختارة عن اختبار فريدمان (العينات صغيرة الحجم مع رتب متساوية):

بعد فشل المديرة في تخفيض حالات تأخُّر موظفيها للحضور للدوام باستخدام طريقة الخصم من الراتب، قررت محاولة تطبيق طريقة أخرى حيث قامت بمكافأة الموظفين الذين لا يتأخرون بالحضور. وبطريقة مشابهة لطريقتها السابقة في عقوبة المتأخرين، فقد طبَّقت إستراتيجيتين لتحسين وقت حضور الموظفين للدوام؛ الأولى: تقوم المديرة على مدى شهر بمكافأة الموظفين بمقدار 10$ لكل يوم لا يتأخر فيه الموظفون، والثانية: تقوم المديرة وخلال الشهر التالي بمكافأتهم بمقدار 20$ لكل يوم يصل فيه الموظفون في الوقت المحدد.

جدول (5.3)

الموظف	عدد مرات التأخُّر شهرياً		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
1	16	17	11
2	10	5	2
3	7	8	0
4	13	9	5
5	17	2	2
6	10	10	9
7	11	6	5

(١) المترجم: تم استخدام إحصاء اختبار فريدمان على صورة $F_{r(2)}$ للدلالة على عدد المجموعات.

يعرض الجدول (5.3) عدد المرات التي يتأخر فيها الموظفون لشهر معين، حيث إنَّ خط الأساس (Baseline) يعني عدد مرات تأخُّر كل موظف في الوصول للعمل شهرياً قبل تطبيق الإستراتيجتين. يشير شهر (1) في الجدول إلى عدد المرات التي تأخَّر فيها الموظفون عن الحضور للعمل خلال الشهر بعد تطبيق مكافأة 10$، وشهر (2) إلى عدد المرات التي تأخَّر فيها الموظفون عن الحضور للعمل خلال الشهر بعد تطبيق مكافأة 20$.

نريد أن نعرف ما إذا كانت أيٌّ من الإستراتيجيتين قد خفَّضت حالات تأخُّر الموظفين. كما في المثال الأول، وحيث إنَّ حجم العينات صغير ($n < 20$)، فإن ذلك يتطلب منَّا استخدام اختبار لامعلمي، واختبار فريدمان يعتبر الأفضل لتحليل البيانات واختبار الفرضية.

5.3.2.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أن أياً من الإستراتيجيتين لا تُغيِّر عدد مرات تأخُّر الموظفين. أما فرضية البحث فتشير إلى أن إحدى الإستراتيجيتين أو كلتيهما ستخفض عدد مرات تأخُّر الموظفين.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0: \theta_B = \theta_{M1} = \theta_{M2}$$

فرضية البحث هي:

H_A: إحدى الإستراتيجيتين أو كلتاهما ستخفض عدد مرات تأخُّر الموظفين شهرياً.

5.3.2.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادةً اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعى أيضاً ألفا (α)، ليساوي 0.05. سنستخدم في مثالنا هذا $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

5.3.2.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تم جمع البيانات من ثلاث حالات غير مستقلة أو مرتبطة، والتي هي عدد مرات التأخُّر في الحضور للعمل شهرياً. وحيث إنَّ حجم العينات الثلاث صغير وبعض افتراضات مماثلة التوزيع الطبيعي غير متحققة، وحيث إنَّنا نقارن ثلاث عينات غير مستقلة؛ فإننا سوف نستخدم اختبار فريدمان.

5.3.2.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، رتّب القيم لكل موظف أو عنصر (انظر إلى جدول 5.4).

جدول (5.4)

الموظف	رتب عدد مرات التأخُّر شهرياً		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
1	2	3	1
2	3	2	1
3	2	3	1
4	3	2	1
5	3	1.5	1.5
6	2.5	2.5	1
7	3	2	1

احسب بعد ذلك مجموع الرتب لكل حالة، حيث يتم جمع الرتب في كل مجموعة لنحصل على قيمة R للمجموعة.

لحالة خط الأساس:

$$R_B = 2+3+2+3+3+2.5+3 = 18.5$$

ولشهر 1:

$$R_{M1} = 3 + 2 + 3 + 2 + 1.5 + 2.5 + 2 = 16$$

ولشهر 2:

$$R_{M2} = 1 + 1 + 1 + 1 + 1.5 + 1 + 1 = 7.5$$

يتم استخدام قيم R هذه لحساب إحصاء الاختبار F_r. وحيث إنَّه توجد قيم متساوية للرتب، فيجب علينا استخدام الصيغة الرياضية (5.2). ولتبسيط عملية الحساب سنقوم أولاً بحساب قيم C_F و Σr_{ij}^2:

$$C_F = \frac{1}{4} nk(k+1)^2 = \left(\frac{1}{4}\right)(7)(3)(3+1)^2$$

$$C_F = 84$$

ولإيجاد قيمة Σr_{ij}^2 نقوم بتربيع قيم الرتب، وبعد ذلك نقوم بجمعها (انظر إلى الجدول 5.5):

$$\Sigma r_{ij}^2 = 50.25 + 38.50 + 8.25$$

$$\Sigma r_{ij}^2 = 97.0$$

الآن وبعد أن حصلنا على قيمتي C_F و Σr_{ij}^2 نكون قادرين على استخدام الصيغة الرياضية (5.2):

$$F_r = \frac{n(k-1)\left[\sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n} - C_F\right]}{\sum r_{ij}^2 - C_F} = \frac{7(3-1)\left[\frac{18.5}{7} + \frac{16.0}{7} + \frac{7.5}{7} - 84\right]}{97 - 84}$$

$$= \frac{7(2)[48.89 + 36.57 + 8.04 - 84]}{13} = \frac{7(2)9.5}{13}$$

$$F_r = 10.23$$

جدول (5.5)

الموظف	رتب عدد مرات التأخُّر شهرياً [1]		
	خط الأساس	**شهر 1**	**شهر 2**
1	4	9	1
2	9	4	1
3	4	9	1
4	9	4	1
5	9	2.25	2.25
6	6.25	6.25	1
7	9	4	1
Σr_{ij}^2	50.25	38.50	8.25

5.3.2.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

سوف نستخدم جدول القيم الحرجة لاختبار فريدمان (انظر إلى الجدول (B.5) في الملحق B) والذي يتضمن عددَ المجموعات (الحالات) k وعدد الأفراد أو العناصر n للبيانات. وفي هذا المثال، فإننا نبحث عن القيمة الحرجة التي تقابل $k = 3$ و $n = 7$

---

(١) المترجم: هذه مربعات رتب عدد مرات التأخُّر كما تمَّ إيضاحه سابقاً.

مع اختيار $\alpha = 0.05$، وباستخدام الجدول (B.5) فإن القيمة الحرجة لاختبار فريدمان تكون 7.14.

5.3.2.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 7.14 والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي $F_r = 10.23$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من قيمة الإحصاء المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار أكبر من القيمة الحرجة، فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

5.3.2.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية وهو ما يشير إلى وجود فرق معنوي بين حالتين أو أكثر من الحالات الثلاث. وبالتحديد فإن الإستراتيجيتين تُخفضان حالات تأخُّر الموظفين في الحضور للدوام، ولكن وصف الفروقات بصورة محددة وبهذه الطريقة هو أمر تخميني. وبالتالي فإننا نحتاج إلى إجراء لتحديد الفروقات إحصائياً بين الحالات الثلاث أو ما أسميناه اختلافات العينات.

اختلافات العينات أو الاختبارات البعدية: يُحدِّد اختبار فريدمان ما إذا كان يوجد فرق إحصائي؛ ولكنه لا يُحدِّد كم فرق يوجد، وأي الحالات مختلفة. ولتحديد أي الحالات مختلفة وأيهما غير ذلك؛ نستخدم إجراءً يُدعى اختلافات العينات أو الاختبارات البعدية، ومن الاختبارات المناسبة في مقارنة كلِّ عينتين مرتبطتين على حدة هو اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب، والذي تمَّ شرحه في الفصل الثالث.

من المهم ملاحظة أنه عند إجراء عدة اختبارات لعينتين، فإن الخطأ من النوع الأول (Type I Error) يميل إلى أن يكون مُتضخماً (Inflated). وحيث إنَّنا نقارن ثلاث مجموعات $k = 3$ في هذا المثال، فإن الخطأ من النوع الأول عند $\alpha = 0.05$ يساوي $1-(1-0.05)^3 = 0.14$.

لتعديل هذا التضخم في خطأ النوع الأول، فإننا نُوضِّح إجراءً بونفيروني (Bonferroni Procedure) (انظر إلى الصيغة الرياضية 5.4)، حيث نستخدم قيمة α المعدلة (Corrected α) في اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب لتحديد الفروقات المعنوية بين الحالات. نقارن في مثالنا هذا كلاً من شهر (1) وشهر (2) مع خط الأساس، ولا نُقارِن شهر (1) مع شهر (2)، وبالتالي فإننا نُجرِي مقارنتين فقط و $k = 2$:

$$\alpha_B = \frac{\alpha}{k} = \frac{0.05}{2}$$

$$\alpha_B = 0.025$$

عند مقارنة العينات الثلاث باستخدام اختبارات ويلكوكسن لإشارات الرتب، وباستخدام α_B فإننا نحصل على النتائج الواردة في الجدول (5.6). لاحظ أن قيم المعنوية في الجدول هي معنوية في اتجاه واحد أو مُوجَّهة؛ وذلك لأننا نبحث عن انخفاض في عدد حالات التأخُّر.

جدول (5.6)

مقارنة الحالات	إحصاء اختبار ويلكوكسن T	فرق مجموع الرتب	المعنوية الموجَّهة
خط الأساس – شهر 1	3.0	$18.0 - 3.0 = 15.0$	0.057
خط الأساس – شهر 2	0.0	$28.0 - 0.0 = 28.0$	0.009

باستخدام $\alpha_B = 0.025$ نلاحظ أن مقارنة خط الأساس مع شهر 1 لا تُظهِر أيَّ فرق معنوي ($p > 0.025$)، ولكن مقارنة خط الأساس مع شهر 2 تُظهِر فرقاً معنوياً ($p < 0.025$). وبالتالي، فإن البيانات تُشير إلى أن مكافأة 20$ تُخفض عدد حالات تأخُّر الموظفين، في حين أن مكافأة 10$ لا تُخفض عدد حالات التأخُّر.

لاحظ أنه إذا كنتَ لا تُقارِن جميعَ العينات عند استخدام اختبار فريدمان، فإن k هي فقط عدد المقارنات التي ستُجريها باستخدام اختبارات ويلكوكسن للرتب. وبالتالي فإن مقارنة عدد أقل من العينات سيزيد من فُرص إيجاد فرق معنوي.

5.3.2.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج اختبار فريدمان معلوماتٍ؛ كعدد العناصر، وقيمة إحصاء الاختبار المحسوبة F_r، ودرجة الحرية، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة.

في هذا المثال تمت مقارنة عدد مرات تأخُّر الموظفين $(n = 7)$ بين الحالات الثلاث، وقد كانت نتيجة اختبار فريدمان معنوية $(F_{r(2)} = 10.23,\ p < 0.05)$. بالإضافة إلى ذلك، فإن مقارنة الحالات باستخدام اختبارات ويلكوكسن لإشارات الرتب قد أوضحت أن مكافأة 20$ تخفض عدد حالات تأخر الموظفين، بينما مكافأة 10$ لا تفعل ذلك.

5.3.3 إجراء اختبار فريدمان باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

5.3.3.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. وبعد ذلك، اكتب أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name". كما هو واضح في الشكل (5.1) فقد قُمنا بتسمية المتغيرات "Baseline" و"Month_1" و"Month_2".

	Name	Type
1	Baseline	Numeric
2	Month_1	Numeric
3	Month_2	Numeric
4		

Data View | Variable View

شكل (5.1)

	Baseline	Month_1	Month_2
1	16.00	17.00	11.00
2	10.00	5.00	2.00
3	7.00	8.00	.00
4	13.00	9.00	5.00
5	17.00	2.00	2.00
6	10.00	10.00	9.00
7	11.00	6.00	5.00
8			

Data View | Variable View

شكل (5.2)

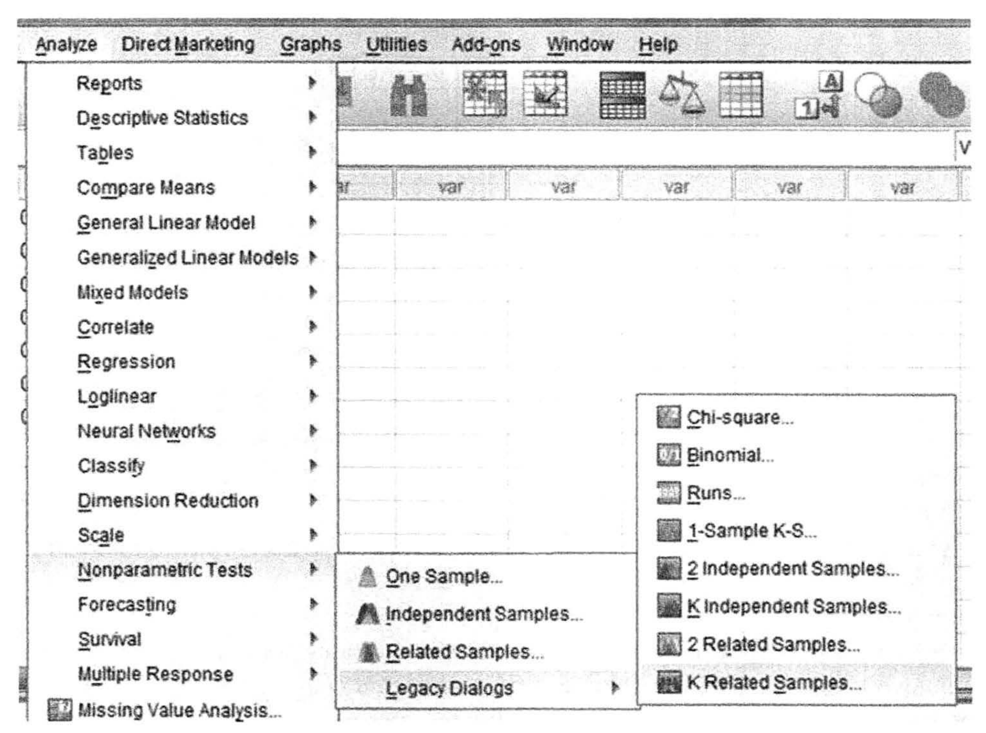
5.3.3.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة، وأدخِل قيم البيانات (Data Values) أسفل أسماء المتغيرات. كما هو واضح في الشكل (5.2)، فإننا نقارن "Baseline" و"Month_1" و"Month_2".

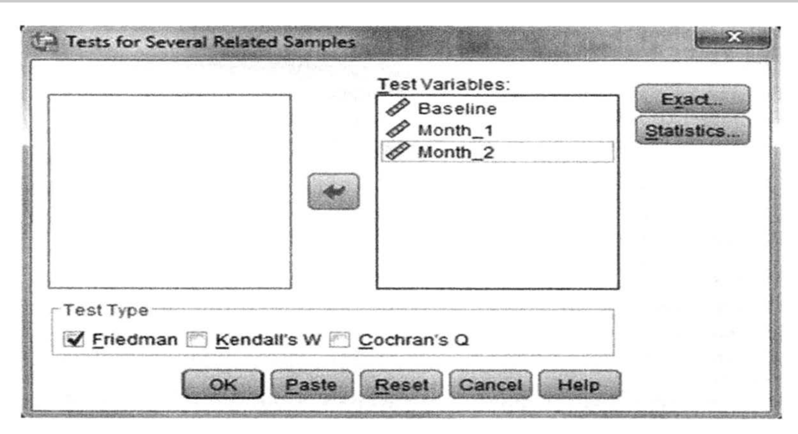
5.3.3.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو موضح في الشكل (5.3)، اختر القوائم المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs"، ثم اختر العينات المرتبطة "K Related Samples..".

اختر المتغيرات التي تريد مقارنتها، واستخدِم زرَّ السهم في الوسط لنقل المتغيرات إلى صندوق متغيرات الاختبار "Test Variables" كما هو واضح في الشكل (5.4). لاحظ أن اختبار فريدمان "Friedman" قد تمَّ اختياره افتراضياً (As Default). وبعد أن يتم نقل المتغيرات إلى صندوق متغيرات الاختبار " Test Variables" اضغط على زر "OK" لتنفيذ التحليل.



شكل (5.3)



شكل (5.4)

5.3.3.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض الجدول الأول لمخرجات SPSS (5.1) متوسط الرتب لبيانات كل حالة من الحالات الثلاث، أما الجدول الثاني للمخرجات فيعرض قيمة إحصاء اختبار فريدمان المحسوبة 10.231. وحيث إنَّ هذا الاختبار يستخدم توزيع χ^2 فإن برنامج SPSS يُسمَّى إحصاء اختبار فريدمان F_r "Chi-Square". بالإضافة إلى ذلك، فإن الجدول الثاني لمخرجات SPSS يعرض عدد العناصر $(n=7)$ ودرجة الحرية $(df=2)$ والقيمة المعنوية $(p=0.006)$.

وفقاً لنتائج SPSS فإن الحالات الثلاث للموظفين تمَّت مقارنتها $(n=7)$، ونتيجة اختبار فريدمان كانت معنوية $(F_r=10.23,\ p<0.05)$. ولكي تتم مقارنة الحالات بشكل زوجي (كل حالتين على حدة)، فإنه يمكن استخدام اختلافات العينات.

لاحظ أنه لإجراء اختبارات ويلكوكسن لإشارات الرتب لاختلافات العينات، ينبغي أن تتذكر استخدام القيمة المعدلة لمستوى الخطر α_B وذلك عند تحديد معنوية الفروقات.

Ranks

	Mean Rank
Baseline	2.64
Month_1	2.29
Month_2	1.07

Test Statistics[a]

N	7
Chi-Square	10.231
df	2
Asymp. Sig.	.006

a. Friedman Test

مخرجات SPSS (5.1)

5.3.4 مسألة مختارة عن اختبار فريدمان (العينات كبيرة الحجم بلا رتب متساوية):

بعد سماع قصة نجاح المديرة، قام المركز الرئيسي بنقلها إلى فرع أكبر، حيث إنَّ قرار نقلها إلى هذا الفرع الأكبر يُعتبَر إستراتيجياً بسبب حالات تأخُّر الموظفين عن الحضور للدوام في هذا الفرع. اقترحت المديرة استخدام نفس الحوافز التي استخدمتها سابقاً لوقت وصول الموظفين للعمل، ولكن لمحدودية الموارد المالية، فإن الحوافز المالية كانت بمقدار أقل. حيث كانت الإستراتيجيتان على النحو التالي: الأولى: تقوم المديرة على مدى شهر بمكافأة الموظفين بمقدار 2$ عن كل يوم يحضر الموظف للعمل في الوقت المحدَّد. والثانية: تكون المكافأة خلال الشهر التالي بمقدار 5$ عن كل يوم يحضر الموظف للعمل في الوقت المحدد.

يعرض الجدول (5.7) عدد المرات التي كان فيها كل موظف متأخراً لشهر معين، وخط الأساس الذي يعني عدد مرات تأخُّر الموظفين في الوصول للعمل شهرياً قبل تطبيق الإستراتيجتين. يشير شهر (1) في الجدول إلى عدد المرات التي تأخَّر فيها الموظفون عن الحضور للعمل خلال الشهر بعد تطبيق مكافأة 2$ عن كل يوم يحضر الموظف للعمل غير متأخر، وشهر (2) إلى عدد المرات التي تأخَّر فيها الموظفون عن الحضور للعمل خلال الشهر بعد تطبيق مكافأة 5$ عن كل يوم يحضر الموظف للعمل غير متأخر.

نريد أن نعرف ما إذا كانت أيٌّ من الإستراتيجيتين قد خفَّضت حالات تأخُّر الموظفين. وحيث إنَّ حجم العينات كبير $(n > 20)$، فإننا سنستخدم χ^2 للقيمة الحرجة. ويُعتبر اختبار فريدمان إحصاءً [1] مناسباً لتحليل البيانات واختبار الفرضية.

5.3.4.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أن أيًّا من الإستراتيجيتين لا تُغيِّر عددَ مرات تأخُّر الموظفين. أما فرضية البحث فتشير إلى أن إحدى الإستراتيجيتين أو كلتيهما ستُخفض عدد مرات تأخُّر الموظفين.

الفرضية الصفرية هي:

$$\theta_B = \theta_{M1} = \theta_{M2} \ : H_0$$

فرضية البحث هي:

H_A : إحدى الإستراتيجيتين أو كلتاهما ستُخفض عددَ مرات تأخُّر الموظفين.

5.3.4.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعَى أيضاً ألفا (α) عادة ليساوي 0.05. في مثالنا هذا سنستخدم $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

5.3.4.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع البيانات من ثلاث حالات غير مستقلة أو مرتبطة، والتي هي عدد مرات التأخر في الحضور للعمل شهرياً.

وحيث إنَّنا نقارن ثلاث عينات غير مستقلة، فإننا سوف نستخدم اختبار فريدمان.

---

(١) المترجم: هذا التعبير غير دقيق. الأنسب أن نقول إجراءً بدلاً من إحصاءٍ.

جدول (5.7)

الموظف	عدد مرات التأخر شهرياً		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
1	16	13	12
2	10	5	12
3	7	8	9
4	13	11	5
5	17	2	6
6	10	17	9
7	11	6	7
8	9	8	10
9	12	13	7
10	10	7	8
11	5	8	4
12	11	6	12
13	13	7	6
14	4	6	10
15	10	5	7
16	8	9	6
17	8	3	12
18	15	10	12
19	2	3	11
20	2	4	5
21	10	3	1
22	12	5	6
23	8	12	3
24	11	6	1
25	4	14	5

5.3.4.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، رتِّب القيمَ لكل موظف أو عنصر (انظر إلى الجدول 5.8).

بعد ذلك احسب مجموع الرتب لكل حالة، حيث يتم جمع الرتب في كل مجموعة لنحصل على قيمة R للمجموعة.

لحالة خط الأساس:

$$R_B = 56$$

ولشهر 1:

$$R_{M1} = 46$$

ولشهر 2:

$$R_{M2} = 48$$

جدول (5.8)

الموظف	رتب عدد مرات التأخّر شهرياً		
	خط الأساس	**شهر 1**	**شهر 2**
1	3	2	1
2	2	1	3
3	1	2	3
4	3	2	1
5	3	1	2
6	2	3	1
7	3	1	2
8	2	1	3
9	2	3	1
10	3	1	2
11	2	3	1

الموظف	رتب عدد مرات التأخّر شهرياً		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
12	2	1	3
13	3	2	1
14	1	2	3
15	3	1	2
16	2	3	1
17	2	1	3
18	3	1	2
19	1	2	3
20	1	2	3
21	3	2	1
22	3	1	2
23	2	3	1
24	3	2	1
25	1	3	2

يتم استخدام قيم R هذه لحساب إحصاء الاختبار F_r. وحيث إنَّه لا توجد قيم متساوية للرتب، فاستخدِم الصيغة (5.1):

$$F_r = \left[\frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^{k} R_i^2 \right] - 3n(k+1)$$

$$= \left(\frac{12}{25(3)(3+1)} \right) (56^2 + 46^2 + 48^2) - 3(25)(3+1)$$

$$= \left(\frac{12}{100} \right) (3136 + 2116 + 2304) - 300 = (0.04)(7556) - 300 = 302.24 - 300$$

$$F_r = 2.24$$

5.3.4.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدد:

حيث إنَّ البيانات هي لعينة كبيرة الحجم، فإننا سنستخدم توزيع χ^2 (انظر إلى الجدول (B.2) الموجود في الملحق B) لإيجاد القيمة الحرجة لاختبار فريدمان. وفي هذه الحالة فإننا نبحث عن القيمة الحرجة لكلٍّ من $df = 2$ و $\alpha = 0.05$، وباستخدام الجدول (B.2) فإن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 5.99.

5.3.4.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرَفْض الفرضية الصفرية هي 5.99 والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي $F_r = 2.24$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من قيمة الإحصاء المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

5.3.4.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية والتي تشير إلى عدم وجود فرق معنوي بين حالة أو أكثر من الحالات الثلاث [١]. وبالتحديد، فإن البيانات تقترح أن الإستراتيجيتين لا تؤديان إلى تخفيض حالات تأخُّر الموظفين.

5.3.4.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج اختبار فريدمان معلوماتٍ؛ كعدد العناصر، وقيمة إحصاء الاختبار المحسوبة F_r، ودرجة الحرية، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة. تمت مقارنة عدد مرات تأخُّر الموظفين ($n = 25$) في هذا المثال بين الحالات الثلاث، وقد

---

(١) المترجم: الفرضية الصفرية تشير إلى أنه لا يوجد فرق معنوي بين الحالات الثلاث.

كانت نتيجة اختبار فريدمان غير معنوية $(F_r = 2.24,\ p > 0.05)$. وبالتالي، فإنه يمكننا أن نقول إن البيانات لا تدعم منح الموظفين مكافأة $2 أو $5.

5.4 أمثلة من الأدبيات البحثية:

سنعرض لاحقاً مجموعة من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تمَّ شرحها في هذا الفصل، حيث قُمنا بتلخيص كل دراسة بحثية والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً. وفي حال ما إذا كنتَ مهتماً بنتائج هذه الدراسات فنُشجِّعك على الاطلاع على هذه الدراسات.

قام Marson (1996) باختبار وجهة نظر المعلمين تجاه ثلاثة نماذج للتعامل مع الطلاب من ذوي الإعاقة البسيطة، حيث قارن الباحث تقييم معلمي مصادر التعليم الخاص للنماذج الثلاثة (الدمج فقط، التعامل المشترك، السحب للخارج فقط) باستخدام اختبار فريدمان. ولقد استخدم الباحث هذا الاختبار اللامعلمي؛ لأن إجابات المعلمين التي تُعبِّر عن آرائهم كانت على صورة ترتيب لهذه النماذج. عندما كانت نتيجة اختبار فريدمان معنوية، قام الباحث بتغيير قيمة α باستخدام إجراء بونفيروني لتفادي تضخُّم قيمة الخطأ من النوع الأول في الاختبارات اللاحقة.

أجرى كلٌّ من Savignon وSysoyev (2002) اختبار استجابات 30 طالباً لتدريب خاص لإستراتيجيات التأقلم لحالات اجتماعية وثقافية معينة، وذلك في برنامج اللغة الإنجليزية كلغة أجنبية، وفي إحدى المدارس الروسية للمرحلة الثانوية. حيث اعتبر الباحثان أنَّ كلَّ طالب يُمثِّل قطاعاً (Block) في دراسة القطاعات العشوائية (Randomized Block Study)، فقد استخدما اختبار فريدمان لمقارنة الثلاثين طالباً (أو مجموعة). وقد تمَّ اختيار اختبار لامعلمي؛ لأن هناك إجابتين محتملتين فقط لكل إستراتيجية (الإستراتيجية كانت صعبة = 1، الإستراتيجية لم تكن صعبة = 0). وعندما كانت نتيجة اختبار فريدمان معنوية، فقد استخدم الباحثان لاحقاً اختبار الإشارة (Signed Test) وذلك لاختبار كل زوجين في اختلافات الإجابة لمعرفة أي الإستراتيجيات السبع أكثر صعوبة من الأخرى.

اختبر Cady وآخرون (2006) معتقدات معلمي الرياضيات حول تعليم الرياضيات مع مرور الزمن. وحيث إنَّ حجم العينة كان صغيراً $(n = 12)$ فقد استخدموا اختبار فريدمان لمقارنة علامات إجابات المشاركين في المسح. وعندما

كانت علامات المشاركين في المسح مختلفة معنوياً، قام الباحثون لاحقاً بإجراء تحليل ثنائي باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب.

بحَث Hardre وآخرون (2006) فيما إذا كانت الامتحانات المحوسبة والورقية وتلك التي تُقدَّم على شبكة الإنترنت تُعطي النتائج نفسها، حيث قاموا بمقارنة أداء طلاب الجامعة في هذه الطرق الثلاث من الامتحانات. وحيث إنَّه لوحظ مخالفة افتراضات مماثلة التوزيع الطبيعي (Normality Assumptions)، فقد استخدم الباحثون اختبار فريدمان لمقارنة الارتباطات بين الطرق الثلاث. وحيث إنَّه لم يتم ملاحظة فروقات معنوية، فلم تكن هناك حاجة لإجراء اختبار اختلافات إضافية.

5.5 ملخص:

عندما يكون لدينا أكثر من عينتين مرتبطتين، فإنه يمكن مقارنتها باستخدام اختبار فريدمان، والاختبار المعلمي المقابل لهذه الاختبار يُعرف بتحليل التباين للقياسات المتكررة. وعندما تكون نتيجة اختبار فريدمان معنوية، فإن الاختبار لا يُحدِّد أيَّ أزواج الحالات التي تكون مختلفة معنوياً ولا عددها، وقد وُجد أن اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب - والذي يُستخدَم مع إجراء بونفيروني لتفادي تضخُّم قيمة الخطأ من النوع الأول - طريقة مفيدة لمقارنة أزواج الحالات بشكل فردي.

قُمنا في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير نتائج اختبار فريدمان، وتبع ذلك إجراء اختلافات العينات. وكذلك قُمنا بشرح كيفية تنفيذ الإجراءات باستخدام برنامج SPSS، وأخيراً عرضنا عدة أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية. سيتضمن الفصل القادم مقارنة أكثر من عينتين مرتبطتين.

5.6 تمارين:

١. أجرى طالب دراسات عليا دراسة تمهيدية (Pilot Study) لغرض بحث التخرج، حيث أراد اختبار تأثير تربية الحيوانات على كبار السن من الذكور، وقد اختار 10 رجال من إحدى دور رعاية كبار السن ليشاركوا في الدراسة، واستخدم تصميم البحث ABAB حيث A تشير إلى أسبوع عند غياب قطة، وB تشير إلى أسبوع عند وجود قطة. وفي نهاية كل أسبوع يقوم بتطبيق مسحٍ مكوَّن من عشرين نقطة لقياس مستوى الرضا عن جودة الحياة. تظهر نتائج المسح في الجدول (5.9).

جدول (5.9)

المشاركون	الأسبوع 1	الأسبوع 2	الأسبوع 3	الأسبوع 4
1	7	6	8	9
2	9	8	10	7
3	15	18	16	17
4	7	6	8	9
5	7	8	10	11
6	10	14	13	11
7	12	19	11	13
8	7	4	2	5
9	8	7	9	5
10	12	16	14	15

استخدِم اختبار فريدمان لتحديد ما إذا كانت مجموعة أو أكثر مختلفة معنوياً. وحيث إنَّ هذه هي دراسة تمهيدية، فاختر $\alpha = 0.1$؛ وإذا كان هناك فرق معنوي موجود، فاستخدِم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب لتحديد أيِّ المجموعات تختلف معنوياً. استخدِم إجراء بونفيروني لتقليل الخطأ من النوع الأول، واكتُب النتائج.

٢. أجرت معلمة تربية بدنية مشــروعَ بحث تطبيقي لاختبار برنامج للقوة والتكيُّف. قامت المعلمة بقياس عدد مرات أداء 12 مشاركاً من الذكور لتمرينات الاستلقاء والجلوس (Curl Ups) التي يســتطيعون أداءَها في دقيقة واحدة، حيث قامت بقياس أدائهم قبل البرنامج، ثُمَّ قامت بقياس أدائهم على فترات شهرية.

جدول (5.10)

المشاركون	عدد مرات أداء التمرين في دقيقة		
	خط الأساس	شهر 1	شهر 2
1	66	67	69
2	49	50	56
3	51	52	49
4	65	65	69
5	42	43	46
6	38	39	40
7	33	31	39
8	41	41	44
9	46	47	48
10	45	46	46
11	36	33	34
12	51	55	67

استخدِم اختبار فريدمان مع $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كان هناك مجموعة أو أكثر مختلفة معنوياً. تتوقع المعلمة تحسُّناً في الأداء، وبالتالي فإذا كان هناك فرق معنوي، استخدِم اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب في اتجاه واحد (مُوجَّه) لمعرفة أي المجموعات مختلفة معنوياً. استخدِم إجراء بونفيروني لتقليل خطأ النوع الأول، واكتُب النتائج.

5.7 حلول التمارين:

١. نتائج اختبار فريدمان تظهر في مخرجات برنامج SPSS (5.2).

Ranks

	Mean Rank
Week1	2.00
Week2	2.60
Week3	2.60
Week4	2.80

Test Statistics[a]

N	10
Chi-Square	2.160
df	3
Asymp. Sig.	.540

a. Friedman Test

مخرجات SPSS (5.2)

وفقاً للبيانات، فقد أشارت نتائج اختبار فريدمان إلى أن الحالات الأربع غير مختلفة معنوياً $(F_r = 2.16,\ p > 0.1)$ ، وبالتالي فلا حاجة لإجراء اختلافات العينات.

٢. نتائج اختبار فريدمان تظهر في مخرجات برنامج SPSS (5.3a).

وفقاً للبيانات، فقد أشارت نتائج اختبار فريدمان إلى أن مجموعة واحدة أو أكثر من المجموعات الثلاث مختلفة معنوياً $(F_r = 10.978,\ p < 0.05)$، وبالتالي فيجب اختبار كل مجموعة من العينات باستخدام إجراء اختلافات العينات. ولإيجاد الاختلافات بين المجموعات، نقارن العينات باستخدام اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب، حيث إنَّ عدد المجموعات هو $k = 3$، استخدِم $\alpha_B = 0.0167$ لتجنُّب تضخم خطأ النوع الأول. نتائج اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب كما هي في مخرجات SPSS (5.4) و(5.5).

أ. مقارنة خط الأساس مع شهر 1: أشارت نتائج اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب $(T = 17.0,\ n = 12,\ p > 0.0167)$ إلى أن العينتين غير مختلفتين معنوياً.

ب. مقارنة شهر 1 مع شهر 2: أشارت نتائج اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب $(T = 6.0,\ n = 12,\ p < 0.0167)$ إلى أن العينتين مختلفتان معنوياً.

ت. مقارنة خط الأساس مع شهر 2: أشارت نتائج اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب $(T = 7.0,\ n = 12,\ p < 0.0167)$ إلى أن العينتين مختلفتان معنوياً.

Ranks

	Mean Rank
Baseline	1.42
Month_1	1.88
Month_2	2.71

Test Statistics[a]

N	12
Chi-Square	10.978
df	2
Asymp. Sig.	.004

a. Friedman Test

مخرجات SPSS (5.3)

اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
Month_1 - Baseline	Negative Ranks	2[a]	8.50	17.00
	Positive Ranks	8[b]	4.75	38.00
	Ties	2[c]		
	Total	12		
Month_2 - Month_1	Negative Ranks	1[d]	6.00	6.00
	Positive Ranks	10[e]	6.00	60.00
	Ties	1[f]		
	Total	12		
Month_2 - Baseline	Negative Ranks	2[g]	3.50	7.00
	Positive Ranks	10[h]	7.10	71.00
	Ties	0[i]		
	Total	12		

a. Month_1 < Baseline
b. Month_1 > Baseline
c. Month_1 = Baseline
d. Month_2 < Month_1
e. Month_2 > Month_1
f. Month_2 = Month_1
g. Month_2 < Baseline
h. Month_2 > Baseline
i. Month_2 = Baseline

مخرجات SPSS (5.4)

Test Statistics[a]

	Month_1 - Baseline	Month_2 - Month_1	Month_2 - Baseline
Z	-1.111[b]	-2.410[b]	-2.522[b]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.266	.016	.012

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

b. Based on negative ranks.

مخرجات SPSS (5.5)

الفصل السادس

مقارنة أكثر من عينتين غير مرتبطتين: اختبار كروسكال واليس *H*

6.1 الأهداف:

ستتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تقوم بإجراء اختبار كروسكال واليس *H* (Kruskal-Wallis *H*-test).
- كيف تقوم بإجراء الاختلافات (Contrasts) لمقارنة العينات.
- كيف تقوم بإجراء اختبار كروسكال واليس *H* واختلافات العينات (Sample Contrasts) المقترنة باستخدام برنامج SPSS.

6.2 مقدمة:

طلبت أستاذة جامعية من طلابها تقييم مادة علم النفس 101، حيث تقوم بتدريس أربع مجموعات من الطلبة وتريد مقارنة نتائج التقييم لهذه المجموعات. وحيث إنَّ التقييم كان عبارة عن مقياس خماسي، فقد قررت استخدام إجراءً لا معلمياً. بالإضافة إلى ذلك، فهي تُدرك أن نتائج التقييم للمجموعات الأربع مستقلة (Independent) أو غير مرتبطة (Unrelated). بمعنى آخر، لا توجد نتيجة تقييم في أيٍّ من المجموعات الأربع تعتمد على نتيجة تقييم في مجموعة أخرى. تستطيع الأستاذة الجامعية مقارنة نتيجة التقييم للمجموعات باستخدام اختبار كروسكال واليس *H*.

إن اختبار كروسكال واليس *H* هو إجراء إحصائي لامعلمي (Nonparametric Statistical Procedure) لمقارنة أكثر من مجموعتين مستقلتين أو غير مرتبطتين، والإجراء الإحصائي المعلمي المقابل له هو تحليل التباين الأحادي (One-Way Analysis of Variance ANOVA).

عندما تكون نتائج اختبار كروسكال واليس *H* معنوية، فإن هذا يشير إلى أن عينة واحدة على الأقل مختلفة عن العينات الأخرى، إلا أن اختبار كروسكال واليس *H*

لا يشير إلى مكان الاختلاف (الاختلافات). بالإضافة إلى ذلك، فإن الاختبار لا يحدد عدد الاختلافات. ولكي نُحدِّد الاختلافات بين أيِّ عينتين، فإن الباحث يمكنه استخدام ما يُعرف باختلافات العينات أو الاختبارات البعدية (Post Hoc Test) لتحليل زوج مُحدَّد من العينات للفروقات المعنوية. إن اختبار مان ويتني U يعتبر طريقة مفيدة لإجراء اختلافات العينات بين مجموعة من العينات.

سنقوم في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير اختبار كروسكال واليس H، وبعد ذلك نقوم بإجراء اختلاف العينات. بالإضافة إلى ذلك، سنقوم بشرح كيفية تنفيذ الإجراءات باستخدام برنامج SPSS. وأخيراً، سنعرض بعض الأمثلة المتنوعة عن هذه الإحصاءات اللامعلمية من الأدبيات البحثية.

6.3 حساب إحصاء اختبار كروسكال واليس H:

يتم استخدام اختبار كروسكال واليس H لمقارنة أكثر من عينتين مستقلتين. ويتم صياغة الفرضيات وفقاً للمجتمع، وبالإضافة إلى ذلك فإنه عند إجراء اختبار كروسكال واليس H فإننا نختبر الوسيط للمجتمعات θ_i (Population Medians).

لحساب إحصاء اختبار كروسكال واليس H، نبدأ بدمج جميع العينات، وبعد ذلك نقوم بترتيب القيم ليكون هناك رتبة لكل قيمة. ولحساب قيمة إحصاء الاختبار H نستخدم الصيغة الرياضية (6.1):

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1) \qquad (6.1)$$

حيث N هي عدد مشاهدات جميع العينات بعد الدمج، و R_i هي مجموع الرتب للعينة i، و n_i هي مجموع عدد مشاهدات تلك العينة.

يتم تحديد درجات الحرية df (Degrees of Freedom) لاختبار كروسكال واليس H باستخدام الصيغة الرياضية (6.2):

$$df = k - 1 \qquad (6.2)$$

حيث df هي درجات الحرية، و k هي عدد المجموعات.

بعد حساب إحصاء الاختبار H فإنه يمكننا مقارنته مع جدول القيم الحرجة (Critical Values) (انظر إلى الجدول (B.6) في الملحق B)؛ وذلك لاختبار معنوية الفروق بين المجموعات. ولكن عندما يكون عدد المجموعات k أو عدد القيم في كل عينة n_i يتجاوز القيم المتاحة في الجدول، فإنه يمكننا استخدام تقريب العينة كبيرة الحجم (Large Sample Approximation)، حيث يمكن استخدام جدول توزيع χ^2 (انظر إلى الجدول (B.2) الموجود في الملحق B) لإيجاد القيمة الحرجة عند استخدام تقريب العينة كبيرة الحجم.

إذا كان ترتيب القيم ينتج عنه قيمٌ متساوية للرتب (Ties)، فإنه يجب استخدام معامل تصحيح الرتب المتساوية (Ties Correction)، حيث نُوجِد في هذه الحالة قيمة جديدة للإحصاء H بقسمة القيمة الأصلية للإحصاء H على معامل تصحيح الرتب المتساوية. استخدم الصيغة الرياضية (6.3) لتحديد مقدار معامل التصحيح:

$$C_H = 1 - \frac{\sum (T^3 - T)}{N^3 - N} \qquad (6.3)$$

حيث إنَّ C_H هو معامل تصحيح الرتب المتساوية، وT هو عدد المشاهدات التي تكون فيها الرتب متساوية، وN هو عدد مشاهدات جميع العينات بعد الدمج.

إذا كانت القيمة المحسوبة للإحصاء H ليست معنوية، فإنه لا توجد فروقات بين العينات؛ ولكن عندما تكون القيمة المحسوبة للإحصاء H معنوية، فإنه يوجد فرق بين عينتين على الأقل. ولهذا، فإن الباحث يمكنه استخدام ما يُعرف باختلافات العينات لأزواج مفردة من العينات، أو الاختبارات البعدية (Post Hoc Test) لتحديد أيٍّ من أزواج العينات مختلف معنوياً.

عند تطبيق اختلافات العينات المتعدد (Multiple Sample Contrasts) فإن الخطأ من النوع الأول (Type I Error) يميل إلى أن يكون متضخماً؛ ولهذا فإن مستوى

الخطر (Level of Risk) أو α يجب تعديله وفقاً لذلك. ونوضح هنا إجراء بونفيروني (Bonferroni Procedure) لتعديل α كما هو ظاهر في الصيغة الرياضية (6.4):

$$\alpha_B = \frac{\alpha}{k} \qquad 6.4$$

حيث إنَّ α_B هي مستوى الخطر المعدل (Adjusted Level of Risk)، و α هي مستوى الخطر أو المعنوية الأصلية، وk هو عدد المقارنات.

6.3.1 مسألة مختارة عن اختبار كروسكال واليس H (العينات صغيرة الحجم):

كان لدى مجموعة من الباحثين اهتمامٌ بدراسة التفاعل الاجتماعي (Social Interaction) لمجموعة مختلفة من البالغين، حيث حاول هؤلاء الباحثون معرفة ما إذا كان التفاعل الاجتماعي مرتبطاً بالثقة بالنفس (Self Confidence). قام الباحثون بتقسيم 17 مشاركاً في الدراسة إلى 3 مجموعات وفقاً للتفاعل الاجتماعي الملحوظ، حيث إنَّ مجموعات المشاركين تم تسميتها كالتالي:

عالي = تفاعل ثابت، يتحدث مع كثير من الناس المختلفين، يبادر بالنقاش.

متوسط = يتفاعل مع عدد مختلف من الناس، ينعزل بعض الأوقات عن الآخرين، يميل للتركيز على عدد قليل من الناس.

منخفض = يكون غالباً منعزلاً عن الآخرين، يتحدث إذا تحدَّث معه أحدٌ ولكنه يُوقِف التفاعلَ سريعاً.

بعد أن تم تصنيف المشاركين إلى ثلاث مجموعات للتفاعل الاجتماعي، طُلب منهم إكمال اختبار ذاتي للثقة بالنفس باستخدام مقياس مُكوَّن من 25 درجة. يعرض الجدول (6.1) العلامات التي حصل عليها المشاركون في الدراسة حيث إنَّ علامة 25 تعني أعلى درجات الثقة بالنفس.

جدول (6.1)

علامات الثقة بالنفس الأصلية الرتبية مُوزَّعة على مجموعات التفاعل الاجتماعي		
عالي	**متوسط**	**منخفض**
21	19	7
23	5	8
18	10	15
12	11	3
19	9	6
20		4

تم تحويل علامات المسح الأصلية التي تمَّ الحصول عليها إلى مقياس رتبي (Ordinal Scale) قبل مرحلة تحليل البيانات، حيث يعرض الجدول (6.1) القيم الرتبية مُوزَّعة على مجموعات التفاعل الاجتماعي.

نريد أن نُحدِّد إذا ما كان هناك فرق بين المجموعات الثلاث في الجدول (6.1). وحيث إنَّ البيانات تتبع المقياس الرتبي، وأن حجم العينات صغير ($n < 20$)؛ فإننا سنستخدم اختباراً لامعلمياً، ويعتبر اختبار كروسكال واليس H خياراً جيداً لتحليل البيانات واختبار الفرضية.

6.3.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) إلى أن الثقة بالنفس لا تميل إلى أن يكون لها رتب أعلى أو أقل بشكل منتظم لأيٍّ من مستويات التفاعل الاجتماعي. أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فتشير إلى أن الثقة بالنفس تميل إلى أن يكون لها رتب أعلى أو أقل بشكل منتظم لمستوى واحد على الأقل للتفاعل الاجتماعي. نستخدم بشكل عام في الفرضيات مفهوم الفروقات المنتظمة (Systematic Differences).

الفرضية الصفرية هي:

$$\theta_L = \theta_M = \theta_H \ : H_0$$

فرضية البحث هي:

H_A : الثقة بالنفس تميل إلى أن يكون لها رتبٌ أعلى أو أقل بشكل منتظم لمستوى واحد على الأقل للتفاعل الاجتماعي مقارنة مع المستويات الأخرى.

6.3.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعَى أيضاً ألفا (α)، ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أن أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

6.3.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع البيانات من ثلاث عينات مستقلة أو غير مرتبطة لبالغين تمَّ تصنيفهم إلى ثلاث مجموعات للتفاعل الاجتماعي عن طريق ملاحظتهم، وتم بعد ذلك تقييمهم بواسطة مقياس للثقة بالنفس يتكون من 25 درجة. إنَّ العينات الثلاث صغيرة الحجم ولا تُحقِّق بعض افتراضات مماثلة التوزيع الطبيعي (NormalityAssumptions)، وحيث إنَّنا نقارن ثلاث عينات مستقلة فسنستخدم اختبار كروسكال واليس H.

6.3.1.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، ادمج بيانات العينات الثلاث معاً، ورتّبها. (انظر إلى الجدول 6.2).

ضَعْ رُتب المشاركين في مجموعات التفاعل الاجتماعي التي تمَّ تصنيفهم وفقاً لها من أجل حساب مجموع الرتب R_i لكل مجموعة (انظر إلى الجدول 6.3).

احسب بعد ذلك مجموع الرتب لكل مجموعة من مجموعات التفاعل الاجتماعي، حيث يتم إضافة الرتب لكل مجموعة لنحصل على مجموع قيمة R لها.

لمجموعة التفاعل الاجتماعي العالي:

$$R_H = 10 + 12 + 13.5 + 15 + 16 + 17 = 83.5$$

$$n_H = 6$$

لمجموعة التفاعل الاجتماعي المتوسط:

$$R_M = 3 + 7 + 8 + 9 + 13.5 = 40.5$$

$$n_M = 5$$

لمجموعة التفاعل الاجتماعي المنخفض:

$$R_L = 1 + 2 + 4 + 5 + 6 + 11 = 29$$

$$n_L = 6$$

جدول (6.2)

العلامة الرتبية الأصلية	رتب المشاركين	مجموعة التفاعل الاجتماعي
3	1	منخفض
4	2	منخفض
5	3	متوسط
6	4	منخفض
7	5	منخفض
8	6	منخفض
9	7	متوسط
10	8	متوسط
11	9	متوسط
12	10	عالي
15	11	منخفض
18	12	عالي
19	13.5	متوسط
19	13.5	عالي
20	15	عالي
21	16	عالي
23	17	عالي

جدول (6.3)

رتب البيانات الأصلية		
عالي	**متوسط**	**منخفض**
10	3	1
12	7	2
13.5	8	4
15	9	5
16	13.5	6
17		11
N=17		

يتم استخدام قيم R لحساب إحصاء اختبار كروسكال واليس H (انظر إلى الصيغة الرياضية 6.1). ويُرمز لعدد المشاركين في كل مجموعة بالحرف الصغير (n)، ويُرمز للحجم الإجمالي للمشاركين في الدراسة بالحرف الكبير (N).

الآن وباستخدام بيانات الجدول (6.3)، احسب إحصاء الاختبار H باستخدام الصيغة الرياضية (6.1):

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

$$H = \frac{12}{17(17+1)} \left(\frac{83.5^2}{6} + \frac{40.5^2}{5} + \frac{29^2}{6} \right) - 3(17+1)$$

$$= 0.0392(1162.04 + 328.05 + 140.17) - 54 = 0.0392(1630.26) - 54 = 63.93 - 54$$

$$H = 9.93$$

حيث إنَّ هناك قيماً متساوية للرتب (Ties)، قُمْ بتصحيح قيمة H. أولاً، احسِب معامل تصحيح الرتب المتساوية (Ties Correction) (انظر إلى الصيغة الرياضية 6.3)، وبعد ذلك اقسم القيمة الأصلية للإحصاء H (Original H) على معامل تصحيح الرتب المتساوية C_H:

$$C_H = 1 - \frac{\sum (T^3 - T)}{N^3 - N} = 1 - \frac{(2^3 - 2)}{17^3 - 17} = 1 - \frac{(8-2)}{(4913-17)} = 1 - 0.0001$$

$$C_H = 0.9988^{*}$$ (١)

نقوم بعد ذلك بالقسمة على C_H لإيجاد قيمة الإحصاء H المصححة (Corrected H):

قيمة H المصححة = قيمة H الأصلية ÷ $C_H = 9.93 \div 0.9988 = 9.94$

لاحِظ في هذه البيانات، أن قيمة الإحصاء H المصحَّحة لا تختلف كثيراً عن قيمة الإحصاء H الأصلية، حيث إنَّ قيمة الإحصاء H المصححة = 9.94.

(١) المترجم: تم تقريب النواتج في العمليات الحسابية.

6.3.1.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

سوف نستخدم جدول القيم الحرجة لاختبار كروسكال واليس H (انظر إلى الجدول (B.6) في الملحق B) والذي يتضمن عددَ المجموعات k وحجم العينات n للبيانات. نبحث في هذا المثال عن القيمة الحرجة التي تقابل $k=3$ و $n_1=6$ ، $n_2=6$ ، و $n_3=5$ مع اختيار $\alpha=0.05$. وباستخدام الجدول (B.5) [١] فإن القيمة الحرجة لاختبار كروسكال واليس H تكون 5.76.

6.3.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 5.76 والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي $H=9.94$. وإذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من قيمة الإحصاء المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أصغر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب رفض الفرضية الصفرية.

عند هذه النقطة، تجدر الإشارة إلى أن العينات ذات الحجم الكبير غالباً يصاحبها تساوي قيم الرتب بشكل أكبر. بالرغم من صغر الفرق الناتج من تصحيح الرتب المتساوية، كما في الخطوة الرابعة أعلاه [٢]، فإن هذا التصحيح قد يصنع فرقاً في القرار المتعلق بالفرضية الصفرية. فمثلاً، لو كانت قيمة H المحسوبة قريبة من القيمة الحرجة 5.99 لدرجة الحرية $df=2$ (مثلاً $H=5.80$) وتصحيح الرتب المتساوية 0.965، فإن القرار سيكون رفض الفرضية الصفرية باستخدام قيمة الإحصاء المُصحَّحة ($H=6.01$)، ولكن عند استخدام قيمة الإحصاء الأصلية فإن القرار سيكون عدم رفض الفرضية الصفرية؛ ولهذا فإن إجراء تصحيح الرتب المتساوية أمرٌ مهمٌّ.

---

(١) المترجم: جدول القيم الحرجة لاختبار كروسكال واليس H هي (B.6).

(٢) المترجم: المقصود بالخطوة الرابعة هو الجزء (6.3.1.4).

6.3.1.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى وجود فرق حقيقي في الثقة بالنفس لمجموعة أو أكثر من مجموعات التفاعل الاجتماعي. وبالتحديد، فإن البيانات تشير إلى أن مَن تمَّ تصنيفهم من مجموعة "منخفض" كانوا غالباً منخفضي الثقة بالنفس، ومَن تمَّ تصنيفهم من مجموعة "عالي" كانوا غالباً مستوى الثقة بالنفس لديهم جيد. ولكن وصف الفروقات بهذه الطريقة تخميني؛ ولهذا نحتاج إجراءً لتحديد الفروقات إحصائياً بين المجموعات أو إجراء اختلافات العينات.

اختلافات العينات أو الاختبارات البعدية: يُحدِّد اختبار كروسكال واليس H ما إذا كان هناك فرق إحصائي، ولكنه لا يُحدِّد عدد الفروقات وأي العينات مختلفة. ولتحديد أي العينات مختلفة وأيها غير ذلك، فإننا نستطيع استخدام الإجراء المعروف بالاختلافات أو الاختبارات البعدية. تمَّ في الفصلين الثالث والرابع شرح طُرقٍ لمقارنة عينتين على حدة، وحيث إنَّ الأمثلة في هذا الفصل لمقارنة العينات غير المرتبطة، فإننا سنستخدم اختبارَ مان ويتني U.

من الضروري ملاحظة أن تنفيذ عدة اختبارات لعينتين يجعل الخطأ من النوع الأول يميل إلى أن يكون متضخماً. في مثالنا الحالي نقارن ثلاث مجموعات، $k = 3$. وبالتالي فإنه عند $\alpha = 0.05$ يكون خطأ النوع الأول $1-(1-0.05)^3 = 0.14$.

ولتعديل هذا التضخم في الخطأ، فإننا نُوضِّح هنا إجراء بونفيروني (انظر إلى الصيغة الرياضية 6.4)، حيث نستخدم مع هذا الإجراء قيمة α المعدلة في اختبار مان ويتني U لتحديد الفروقات المعنوية بين العينات.

$$\alpha_B = \frac{\alpha}{k} = \frac{0.05}{3}$$

$$\alpha_B = 0.0167$$

عند مقارنة كل مجموعة من العينات باستخدام اختبار مان ويتني U مع استخدام α_B، فإننا نحصل على النتائج كما تظهر في الجدول (6.4).

جدول (6.4)

مقارنة المجموعات	إحصاء مان ويتني U	فرق مجموع الرتب	المعنوية
عالي – متوسط	2.5	48.5 – 17.5 = 31.0	0.017
متوسط – منخفض	7.0	38.0 – 28.0 = 10.0	0.177
عالي – منخفض	1.0	56.0 – 22.0 = 34.0	0.004

حيث إنَّ $\alpha_B = 0.0167$ ، فإننا نلاحظ أن مقارنة مجموعتي "عالي – منخفض" تُظهِر فرقاً معنوياً، ومقارنة مجموعتي "متوسط – منخفض" ليست معنوية. أما مقارنة مجموعتي "عالي – متوسط" فإنها تتطلب أن نتخذ قراراً حيث إنَّه من الصعوبة معرفة ما إذا كان الفرق معنوياً أم لا، إذ إنَّ تقريب القيمة من الممكن أن يُغيِّر النتيجة.

لاحظ أنه إذا كُنتَ لا تقارن جميعَ العينات عند استخدام اختبار كروسكال واليس H، فإن k هي فقط عدد المقارنات التي ستُجريها باستخدام اختبارات مان ويتني U. وبالتالي، فإن مقارنة عدد أقل من العينات يعني زيادة فرص إيجاد فرق معنوي.

6.3.1.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج اختبار كروسكال واليس H معلومات كحجم العينة لجميع المجموعات، وقيمة الإحصاء المحسوبة H، ودرجة الحرية وعلاقة القيمة الاحتمالية p $(p-value)$ بقيمة α المختارة.

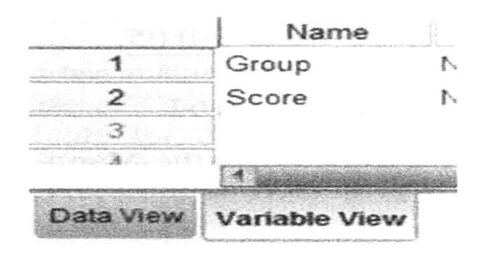
تمت مقارنة ثلاث مجموعات للتفاعل الاجتماعي في هذا المثال: عالي $(n_H = 6)$، ومتوسط $(n_M = 5)$، ومنخفض $(n_L = 6)$. وقد كانت نتيجة اختبار كروسكال واليس H معنوية $(H_{(2)} = 9.94,\ p < 0.05)$. ولمقارنة كل مجموعة من العينات على حدة، فإنه يمكننا استخدام إجراء اختلافات العينات كما تمَّ شرحه سابقاً.

6.3.2 إجراء اختبار كروسكال واليس *H* باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

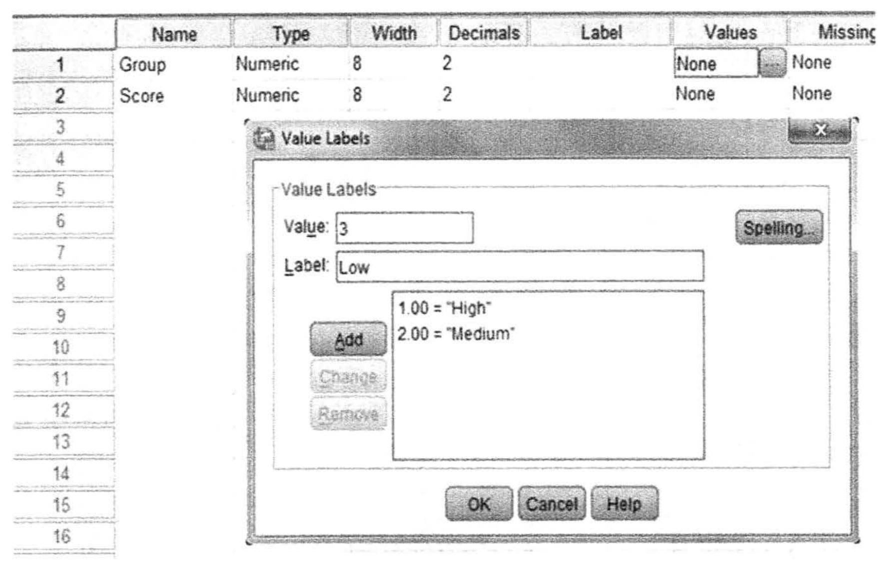
6.3.2.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. وبعد ذلك اكتُب أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name". وبخلاف تحليل التباين (ANOVA) لاختبار فريدمان الذي تمَّ شرحه في الفصل الخامس، لا تستطيع إدخال بيانات كل عينة في عمود مستقل لتنفيذ اختبار كروسكال واليس *H*؛ بل يجب أن تستخدم متغيراً للمجموعة (Grouping Variable). إن المتغير الأول في الشكل (6.1) هو متغير المجموعة الذي قُمنا بتسميته "Group"، أما المتغير الثاني الذي قُمنا بتسميته "Score" سيكون للقيم الفعلية.



شكل (6.1)

عند تأسيس متغير المجموعة، فإن من الأسهل غالباً أن نُعيِّن لكل مجموعة قيمةً عدديةً صحيحة. في مثالنا هذا، فإن المجموعات هي: عالي "High"، ومتوسط "Medium"، ومنخفض "Low"، وبالتالي فإنه يجب علينا أن نُحدِّد متغيرات المجموعة لمتغير المجموعة "Group". أولاً، حدَّدنا عمود "Values" وضغطنا على المربع الرمادي كما هو واضح في الشكل (6.2)، وبعد ذلك نُحدِّد قيمة 1 لتساوي "High" وقيمة 2 لتساوي "Medium" وقيمة 3 لتساوي "Low". وكل قيمة لمجموعة يتم تأسيسها تنتقل للقائمة عندما نضغط على الزر "Add"، وحال قيامنا بالضغط على الزر "OK" ننتقل إلى أيقونة عرض المتغيرات "Variables View".



شكل (6.2)

6.3.2.2 أدْخِل قيمَ البيانات (Values):

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة كما هو واضح في الشكل (6.3)، وأدْخِل قيمَ البيانات للعينات الثلاث (Data Values) في العمود "Score". وأثناء إدخال البيانات، أدخِل قيمةَ متغير المجموعة المقابل في عمود المجموعة "Group". على سبيل المثال، فإن جميع القيم للمجموعة "عالي" يتم التعبير عنها بالقيمة 1 في عمود متغير المجموعة الذي تمَّ تسميته "Group".

	Group	Score
1	1.00	21.00
2	1.00	23.00
3	1.00	18.00
4	1.00	12.00
5	1.00	19.00
6	1.00	20.00
7	2.00	19.00
8	2.00	5.00
9	2.00	10.00
10	2.00	11.00
11	2.00	9.00
12	3.00	7.00
13	3.00	8.00

Data View | Variable View

شكل (6.3)

6.3.2.3 حَلِّل (Analyze) البيانات:

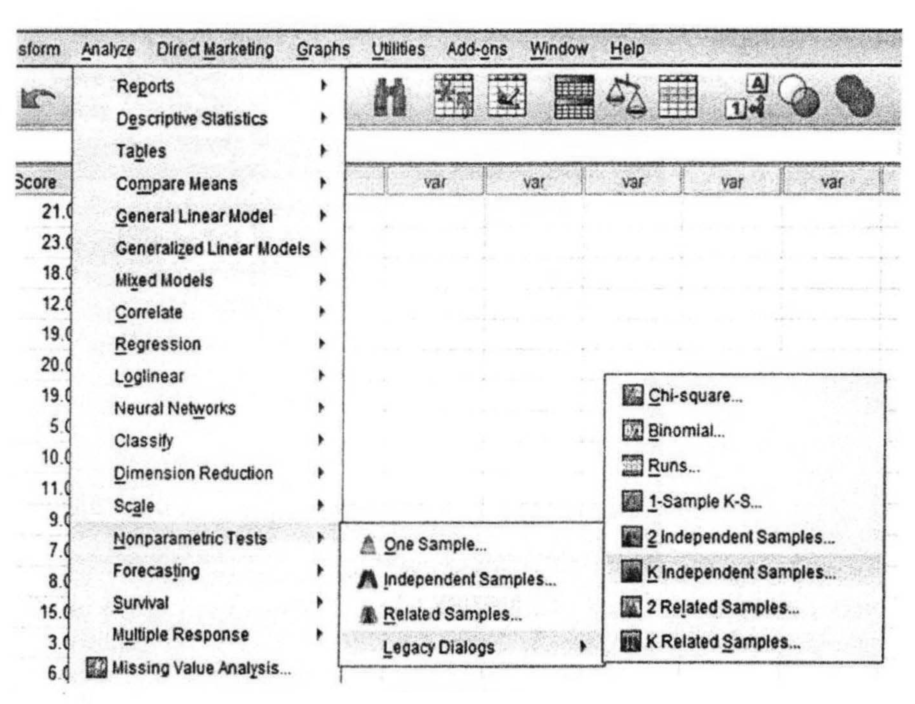
كما هو موضح في الشكل (6.4)، اختر القوائم المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs"، ثم اختر العينات المستقلة " K Independent Samples..".

استخدِم السهم العلوي لوضع المتغير الذي يتضمن قيمَ البيانات أو المتغير التابع (Dependent Variable) في الصندوق "Test Variable List:"، وبعد ذلك استخدِم السهم السفلي لوضع متغير المجموعة أو المتغير المستقل (Independent Variable) في الصندوق "Grouping Variable". كما يظهر في الشكل (6.5)، فقد وضعنا متغير "Score" في صندوق "Test Variable List:"، ومتغير "Group" في صندوق "Grouping Variable".

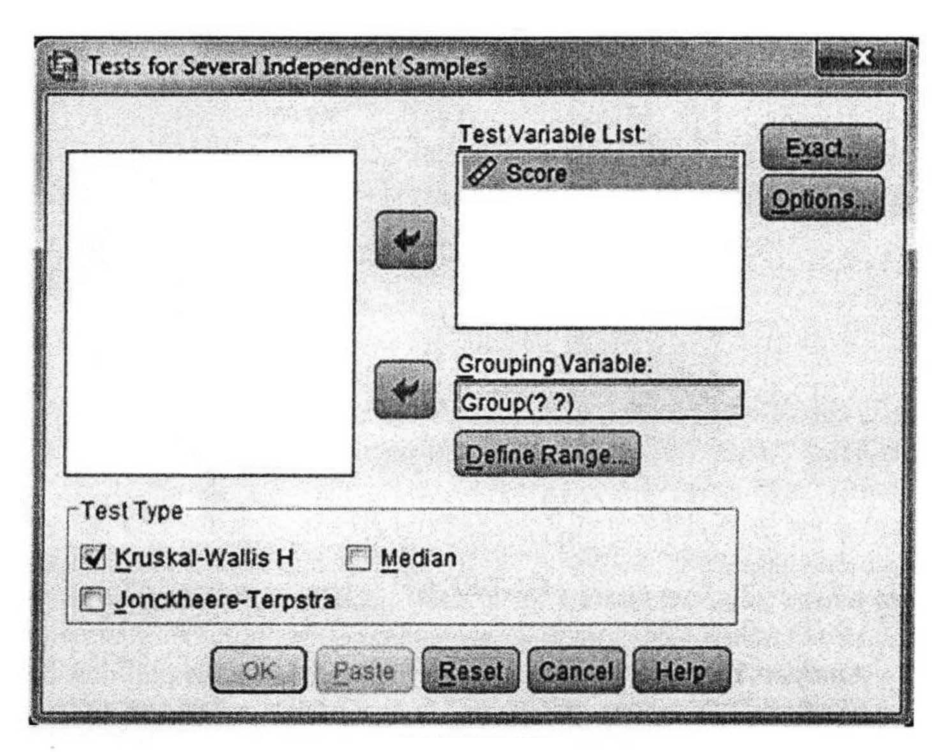
اضغط على زر "...Define Range" لتحديد قيمة مرجعية للمتغير المستقل (والذي هو متغير المجموعة "Grouping Variable").

كما يتضح في الشكل (6.6)، أدخِل القيمةَ 1 في الصندوق بجانب "Minimum"، والقيمة 3 في الصندوق بجانب "Maximum". وبعد ذلك اختر زر الاستمرار "Continoue". تُحدِّد هذه الخطوة القيم الاسمية التي أدخلتها عند تعريف متغير المجموعة (Grouping Variable).

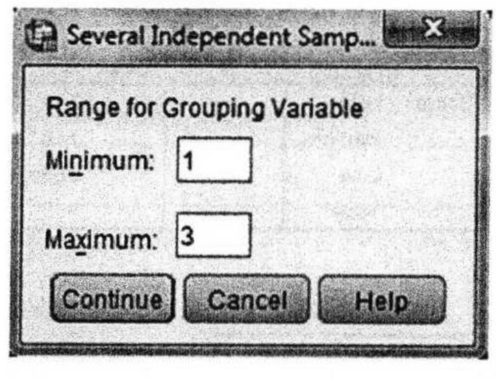
الآن، وبعد أن تمَّ تحديد المجموعات (انظر إلى الشكل 6.7)، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.



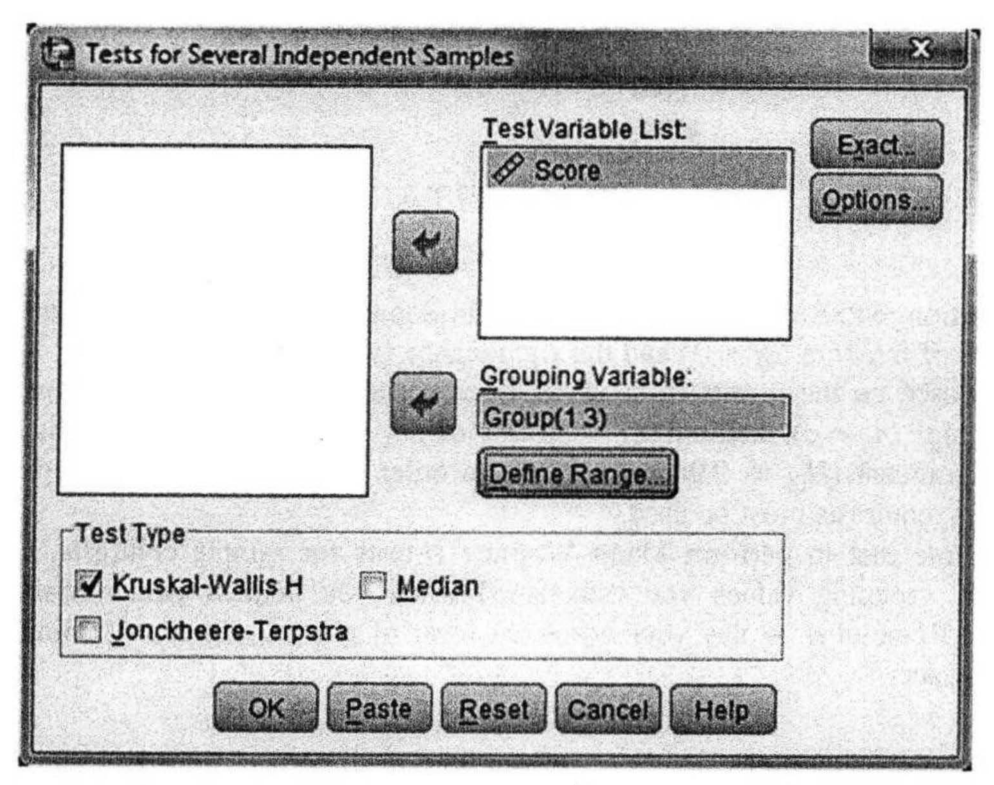
شكل (6.4)


Tests for Several Independent Samples
Test Variable List:
Score
Exact...
Options...
Grouping Variable:
Group(? ?)
Define Range...
Test Type
Kruskal-Wallis H
Median
Jonckheere-Terpstra
OK
Paste
Reset
Cancel
Help

شكل (6.5)


Several Independent Samp...
Range for Grouping Variable
Minimum:
1
Maximum:
3
Continue
Cancel
Help

شكل (6.6)



شكل (6.7)

6.3.2.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض جدول مخرجات SPSS (6.1) متوسط الرتب لبيانات كل مجموعة، وكذلك حجم المجموعات. أما الجدول الثاني للمخرجات فيعرض قيمة إحصاء اختبار كروسكال واليس H (H=9.944). وحيث إنَّ هذا الاختبار يستخدم توزيع χ^2 فإن برنامج SPSS يُسمِّي إحصاء الاختبار H "Chi-Square". بالإضافة إلى ذلك، فإن الجدول الثاني لمخرجات SPSS يعرض درجة الحرية $(df = 2)$ والقيمة المعنوية $(p = 0.007)$.

وفقاً لنتائج SPSS فإنه تمت مقارنة ثلاث مجموعات للتفاعل الاجتماعي: عالي $(n_H = 6)$ ومتوسط $(n_M = 5)$ ومنخفض $(n_L = 6)$، ونتيجة اختبار كروسكال واليس

H كانت معنوية $(H_{(2)} = 9.94, p < 0.05)$. ولكي تتم مقارنة الحالات بشكل زوجي (كل حالتين على حدة) فإنه يجب استخدام إجراء اختلافات العينات.

لاحظ أنه عند استخدام اختبارات مان ويتني U لاختلافات العينات، استخدِم قيم متغير المجموعة (Grouping Variable) التي تمَّ استخدامها عند تعريف المتغيرات في الخطوة الأولى [1]. تذكَّر أنْ تَستخدم القيمة المعدلة لمستوى الخطر α_B وذلك عند اختبار معنوية الفروقات.

Ranks

	Group	N	Mean Rank
Score	High	6	13.92
	Medium	5	8.10
	Low	6	4.83
	Total	17	

Test Statistics[a,b]

	Score
Chi-Square	9.944
df	2
Asymp. Sig.	.007

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: Group

مخرجات SPSS (6.1)

(١) المترجم: المقصود بالخطوة الأولى هو الجزء (6.3.2.1).

6.3.3 مسألة مختارة عن اختبار كروسكال واليس H (العينات كبيرة الحجم):

كان لدى الباحثين اهتمامٌ بمواصلة دراستهم عن التفاعل الاجتماعي، حيث قاموا بإجراء دراسة جديدة لاختبار الثقة بالنفس وفقاً للتفاعل الاجتماعي لمجموعة ممَّن هم في سن المراهقة. تمَّ تعريف ثلاثة مستويات للتفاعل الاجتماعي وفقاً للصفات التالية:

عالي = تفاعل ثابت، يتحدث مع كثير من الناس المختلفين، يبادر بالنقاش.

متوسط = يتحدث مع عدد مختلف من الناس، ينعزل بعض الأوقات عن الآخرين، يميل للتركيز على عدد قليل من الناس.

منخفض = يكون غالباً منعزلاً عن الآخرين، يتحدث إذا تحدَّث معه أحدٌ ولكنه يُوقف التفاعلَ سريعاً.

قام الباحثون بتصنيف كلِّ مشارك في الدراسة في مجموعة من المجموعات الثلاث للتفاعل الاجتماعي، وبعد ذلك أجرى الباحثون اختباراً ذاتياً للثقة بالنفس للمشاركين. تقيس أداة القياس الثقة بالنفس باستخدام مقياس رتبي مكوَّن من 50 درجة. ويعرض الجدول (6.5) العلامات التي حصل عليها كلُّ مشارك في الدراسة حيث إنَّ علامة 50 تعني أعلى درجات الثقة بالنفس.

نريد معرفة ما إذا كان هناك فرق بين المجموعات الثلاث في الجدول (6.5)، وسيتم استخدام اختباركروسكال واليس H لتحليل البيانات.

6.3.3.1 حَدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أن الثقة بالنفس لدى المراهقين لا تميل إلى أن يكون لها رتب أعلى أو أقل بشكل منتظم لأيٍ من مستويات التفاعل الاجتماعي. أما فرضية البحث فتشير إلى أن الثقة بالنفس لدى المراهقين تميل إلى أن يكون لها بشكل منتظم رتب أعلى أو أقل لمستوى واحد على الأقل للتفاعل الاجتماعي. نستخدم بشكل عام في الفرضيات مفهوم الفروقات المنتظمة.

الفرضية الصفرية هي:

$$\theta_L = \theta_M = \theta_H \quad : H_0$$

فرضية البحث هي:

H_A : هناك ميلٌ للثقة بالنفس لدى المراهقين إلى أن يكون لها وبشكل منتظم رتب أعلى أو أقل لمستوى واحد على الأقل للتفاعل الاجتماعي مقارنةً مع المستويات الأخرى.

جدول (6.5)

علامات الثقة بالنفس الأصلية الرتبية موزعة على مجموعات التفاعل الاجتماعي		
عالي	**متوسط**	**منخفض**
18	35	37
27	47	24
24	11	7
30	31	19
48	12	20
16	39	14
43	11	38
46	14	16
49	40	12
34	48	31
28	32	15
20	9	20
37	44	25
21	30	10
20	33	36
16	26	45
23	22	48
12	3	42
50	41	42
25	17	21
	8	
	10	
	41	

6.3.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر، والذي يُدعَى أيضاً ألفا(α)، ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا هذا $\alpha = 0.05$، والتي تعني بشكل آخر أنَّ أي فرق إحصائي محسوب سيكون 95% حقيقياً وليس مصادفة بسبب العينة المسحوبة.

6.3.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع البيانات من ثلاث عينات مستقلة أو غير مرتبطة لمجموعة من المراهقين، والذين تمَّ تقييمهم بواسطة مقياس رتبي للثقة بالنفس مُكوَّن من 50 درجة. وحيث إنَّنا نقارن ثلاث عينات مستقلة وقيم بياناتها وفق أداة مقياس رتبي، فإننا سنستخدم اختبار كروسكال واليس H.

6.3.3.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، ادمج ورتِّب بيانات العينات الثلاث معاً. (انظر إلى الجدول 6.6).

جدول (6.6)

العلامة الرتبية الأصلية	رتب المشاركين	مجموعة التفاعل الاجتماعي
3	1	متوسط
7	2	منخفض
8	3	متوسط
9	4	متوسط
10	5.5	متوسط
10	5.5	منخفض
11	7.5	متوسط
11	7.5	متوسط
12	10	عالي
12	10	متوسط
12	10	منخفض
14	12.5	متوسط
14	12.5	منخفض

العلامة الرتبية الأصلية	رتب المشاركين	مجموعة التفاعل الاجتماعي
15	14	منخفض
16	16	عالي
16	16	عالي
16	16	منخفض
17	18	متوسط
18	19	عالي
19	20	منخفض
20	22.5	عالي
20	22.5	عالي
20	22.5	منخفض
20	22.5	منخفض
21	25.5	عالي
21	25.5	منخفض
22	27	متوسط
23	28	عالي
24	29.5	عالي
24	29.5	منخفض
25	31.5	عالي
25	31.5	منخفض
26	33	متوسط
27	34	عالي
28	35	عالي
30	36.5	عالي
30	36.5	متوسط
31	38.5	متوسط
31	38.5	منخفض
32	40	متوسط
33	41	متوسط
34	42	عالي

العلامة الرتبية الأصلية	رتب المشاركين	مجموعة التفاعل الاجتماعي
35	43	متوسط
36	44	منخفض
37	45.5	عالي
37	45.5	منخفض
38	47	منخفض
39	48	متوسط
40	49	متوسط
41	50.5	متوسط
41	50.5	متوسط
42	52.5	منخفض
42	52.5	منخفض
43	54	عالي
44	55	متوسط
45	56	منخفض
56	57	عالي
47	58	متوسط
48	60	عالي
48	60	متوسط
48	60	منخفض
49	62	عالي
50	63	عالي

ضَعْ رتب المشاركين في مجموعات التفاعل الاجتماعي التي تمَّ تصنيفهم وفقاً لها، ليتم حساب مجموع الرتب R_i لكل مجموعة (انظر إلى الجدول 6.7).

بعد ذلك، احسب مجموع الرتب لكل مجموعة من مجموعات التفاعل الاجتماعي، حيث يتم إضافة الرتب لكل مجموعة لنحصل على مجموع قيمة R لكل مجموعة.

لمجموعة التفاعل الاجتماعي العالي: $R_H = 709.5$ و $n_H = 20$.

لمجموعة التفاعل الاجتماعي المتوسط: $R_M = 699$ و $n_M = 23$.

لمجموعة التفاعل الاجتماعي المنخفض: $R_L = 607.5$ و $n_L = 20$.

يتم استخدام قيم R لحساب إحصاء اختبار كروسكال واليس H (انظر إلى الصيغة الرياضية 6.1). يُرمز لعدد المشاركين في كل مجموعة بالرمز (n)، ويُرمز للحجم الإجمالي للمشاركين في الدراسة بالرمز (N)، وفي هذه الدراسة $N = 63$.

جدول (6.7)

رتب البيانات الأصلية		
عالي	**متوسط**	**منخفض**
10	1	2
16	3	5.5
16	4	10
19	5.5	12.5
22.5	7.5	14
22.5	7.5	16
25.5	10	20
28	12.5	22.5
29.5	18	22.5
31.5	27	25.5
34	33	29.5
35	36.5	31.5
36.5	38.5	38.5
42	40	44
45.5	41	45.5
54	43	47
57	48	52.5
60	49	52.5
62	50.5	56
63	50.5	60
	55	
	58	
	60	
	60	

الآن، وباستخدام بيانات الجدول (6.7)، احسب إحصاء الاختبار H باستخدام الصيغة الرياضية (6.1):

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

$$H = \frac{12}{63(63+1)} \left(\frac{709.5^2}{20} + \frac{699^2}{23} + \frac{607.5^2}{20} \right) - 3(63+1)$$

$$= 0.003(25{,}169.51 + 21{,}243.52 + 18{,}452.81) - 192 = 0.003(64{,}865.85) - 192$$

$$H = 1.053$$

حيث إنَّ هناك قيماً متساوية للرتب، قُمْ بتصحيح قيمة H. أولاً، احسب تصحيح الرتب المتساوية (انظر إلى الصيغة الرياضية 6.2). يوجد 11 مجموعة من الرتب المتساوية لقيمتين، وثلاث مجموعات من الرتب المتساوية لثلاث قيم، ومجموعة واحدة من الرتب المتساوية لأربع قيم. وبعد ذلك اقسم القيمة الأصلية للإحصاء H على معامل تصحيح الرتب المتساوية C_H:

$$C_H = 1 - \frac{\sum(T^3 - T)}{N^3 - N} = 1 - \frac{11(2^3 - 2) + 3(3^3 - 3) + (4^3 - 4)}{63^3 - 63}$$

$$= 1 - \frac{189}{249984} = 1 - 0.0008$$

$$C_H = 0.9992$$

بعد ذلك، نقوم بالقسمة على C_H لإيجاد قيمة الإحصاء H المُصحَّحة:

قيمة H المُصحَّحة = قيمة H الأصلية $\div\ C_H = 1.053 \div 0.9992$

لاحظ أنه لهذه البيانات قيمة الإحصاء H المصحَّحة لا تختلف كثيراً عن قيمة الإحصاء H الأصلية، حيث إنَّ قيمة الإحصاء H المصححة = 1.054.

6.3.3.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدد:

حيث إنَّ إحدى العينات على الأقل هي عينة كبيرة الحجم، فإننا سنستخدم توزيع χ^2 (انظر إلى الجدول (B.2) الموجود في الملحق B) لإيجاد القيمة الحرجة لاختبار كروسكال واليس H. وفي هذه الحالة، فإننا نبحث عن القيمة الحرجة لكلٍّ من $df = 2$ و $\alpha = 0.05$، وباستخدام الجدول (B.2) فإن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 5.99.

6.3.3.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 5.99 والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي $H = 1.054$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تُساوي القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من قيمة الإحصاء المحسوبة؛ فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

6.3.3.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية والتي تشير إلى عدم وجود فرق حقيقي بين المجموعات الثلاث. وبالتحديد، فإن البيانات تشير إلى أنه لا يوجد فرق في الثقة بالنفس بين نوع واحد أو أكثر من أنواع التفاعل الاجتماعي [1].

6.3.3.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج اختبار كروسكال واليس H معلومات كحجم العينة لجميع المجموعات، وقيمة الإحصاء المحسوبة H، ودرجة الحرية وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة.

---

(١) المترجم: التعبير الأصح هو أنه لا يوجد فرق معنوي في الثقة بالنفس لدى المراهقين بين المجموعات الثلاث للتفاعل الاجتماعي.

تمت مقارنة ثلاث مجموعات للتفاعل الاجتماعي في هذا المثال، حيث كانت المجموعات الثلاث للتفاعل الاجتماعي: عالي $(n_H = 20)$، ومتوسط $(n_M = 23)$، ومنخفض $(n_L = 20)$. وقد كانت نتيجة اختبار كروسكال واليس H غير معنوية $(H_{(2)} = 1.054,\ p < 0.05)$ [١].

6.4 أمثلة من الأدبيات البحثية:

سنعرض لاحقاً مجموعة من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تم شرحها في هذا الفصل، حيث قُمنا بتلخيص كل دراسة بحثية والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً. وفي حال ما كنت مهتماً بنتائج هذه الدراسات فنحن نُشجِّعك على الاطلاع على هذه الدراسات.

قام Gomleksiz وBulut (2007) باختبار وجهة نظر معلمي المرحلة الابتدائية عن تطبيق وفاعلية منهج جديد للرياضيات للمرحلة الابتدائية. عندما قام الباحثان بفحص البيانات، وجدا أن بعض العينات لا تماثل التوزيع الطبيعي، وقد استخدم الباحثان لهذه العينات اختبار كروسكال واليس H، وبعده اختبارات مان ويتني U لمقارنة العينات غير المرتبطة.

في الدراسة التي قام بها Finson وآخرون (2006)، طُلِب من طلاب مدرسي المرحلة المتوسطة أن يرسموا عالماً افتراضياً، وبناءً على الرسم تمت مقارنة انطباعات الطلاب عن العلماء مع أسلوب تدريس معلميهم باستخدام اختبار كروسكال واليس H. وبعد ذلك تمت مقارنة العينات زوجياً باستخدام اختبارات مان ويتنيU. لقد استخدم الباحثان تحليلاً إحصائياً لامعلمياً بسبب توفر حجم صغير نسبياً فقط للعينات.

بحَث كلٌّ من Belanger وDesrochers (2001) طبيعة مقدرة الأطفال في مرحلة الرضاعة على إدراك مسببات الأحداث، ولوحظ أن الباحثَينِ استخدما اختبارات إحصائية لامعلمية لعدم مماثلة بيانات العينات للتوزيع الطبيعي وذلك وفقاً لاختبار شابيرو ويلك (Shapiro Wilk Test). بالإضافة إلى ذلك، فقد أوضحا أن حجم العينات

---

(١) المترجم: $p > 0.05$

كان صغيراً. أوضحت نتيجة اختبار كروسكال واليس H أنه لا يوجد فرقٌ معنويٌّ بين العينات، وبالتالي لم يقوما بأي إجراءات لاختلافات العينات.

بحث كلٌّ من Plata وTrusty (2005) استعداد طلاب المرحلة الثانوية الذكور للسماح بنظرائهم ممَّن يعانون مِن صعوبات في التعلم (Learning Disabilities) للمشاركة في الأنشطة الصفية واللاصفية. قام الباحثان بمقارنة استعداد 38 ممَّن هم ناجحون تعليمياً مع 33 ممَّن هم "في مرحلة الخطر" تعليمياً، حيث ينتمي جميع الطلاب إلى خلفيات اقتصادية واجتماعية متنوعة. ولأن طبيعة البيانات كانت رتبية وبعض العينات كانت صغيرة الحجم؛ فقد تمَّ استخدام إحصاءات لامعلمية للتحليل. وتمَّ اختيار اختبار كروسكال واليس H للمقارنات المتعددة، وعندما تمت مقارنة العينات زوجياً قام الباحثان بإجراء التحليل البعدي للفروقات بين أزواج متوسطات الرتب باستخدام أسلوب المقارنة المتعدد.

6.5 ملخص:

عندما يكون لدينا أكثر من عينتين غير مرتبطتين، فإنه يمكن مقارنتها باستخدام إجراء لامعلمي يُسمَّى اختبار كروسكال واليس H. ويُعرف الاختبار المعلمي المقابل لهذا الاختبار بتحليل التباين الأحادي (One Way Anova). عندما تكون نتيجة اختبار كروسكال واليس H معنوية، فإن الاختبار لا يُحدِّد أيَّ أزواج العينات التي تكون مختلفة معنوياً ولا عددها، وقد وُجِد أن اختبار مان ويتني U - والذي يُستخدَم مع إجراء بونفيروني لتفادي تضخُّم قيمة الخطأ من النوع الأول - مفيد لمقارنة العينات زوجياً.

قُمنا في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير نتائج اختبار كروسكال واليس H، وبعد ذلك إجراء اختلافات العينات. بالإضافة إلى ذلك، قُمنا بشرح كيفية تنفيذ الإجراءات باستخدام برنامج SPSS، وأخيراً، عرضنا أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية. سيتناول الفصل القادم مقارنة متغيرين.

6.6 تمارين:

١. أجرى باحث دراسة على 15 مشاركاً لدراسة القوة المكتسبة بسبب أداء التمارين الرياضية، حيث تمَّ تقسيم المشاركين إلى ثلاث مجموعات وإخضاعهم لثلاثة أنواع من المعالجات (Treatments). تمَّ قياس القوة المكتسبة لدى المشاركين في الدراسة وترتيبها، حيث رتب القيم كما هي في الجدول (6.8).

جدول (6.8)

المعالجات		
III	II	I
12	13	7
5	1	2
16	7	4
9	8	11
14	3	15

استخدِم اختبار كروسكال واليس H مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كانت مجموعة أو أكثر مختلفة معنوياً. إذا كان هناك اختلاف معنوي موجود، استخدِم اختبارات مان ويتني U غير الموجهة أو اختبارات كولموقروف سميرنوف لعينتين لتحديد أي المجموعات مختلفة معنوياً. استخدِم إجراء بونفيروني لتقليل خطأ النوع الأول، واكتب النتائج.

٢. درَس باحث مدى تأثير الجاذبية الجسدية للأشخاص على انطباعات الآخرين لفاعلية الشخص في المهمات الصعبة. وتم عرض صور فوتوغرافية لعدد 24 شخصاً على مجموعة تركيز (Focus Group)، حيث تمَّ الطلب منهم تصنيف الصور إلى ثلاث مجموعات: جذّاب جداً، ومتوسط الجاذبية، وعديم الجاذبية. وبعد ذلك قامت مجموعة التركيز بترتيب الصور وفقاً لانطباعاتهم عن مقدرتهم

على حل المشاكل الصعبة. يعرض الجدول (6.9) تصنيف وترتيب الأشخاص في الصور (1 تعني الأكثر جاذبية، و24 تعني الأقل جاذبية).

استخدِم اختبار كروسكال واليس H مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كانت مجموعة أو أكثر مختلفة معنوياً. إذا كان هناك اختلاف معنوي موجود، استخدِم اختبارات مان ويتني U غير الموجهة لتحديد أي المجموعات مختلفة معنوياً. استخدِم إجراء بونفيروني لتقليل خطأ النوع الأول، واكتب النتائج.

جدول (6.9)

جذَّاب جداً	متوسط الجاذبية	عديم الجاذبية
1	3	11
2	4	15
5	8	16
6	9	18
7	13	20
10	14	21
12	19	23
17	22	24

6.7 حلول التمارين:

١. نتائج اختبار كروســـكال واليس H هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (6.2).

Ranks

	Treatment	N	Mean Rank
RankGain	Treatment 1	5	7.40
	Treatment 2	5	6.00
	Treatment 3	5	10.60
	Total	15	

Test Statistics[a,b]

	RankGain
Chi-Square	2.800
df	2
Asymp. Sig.	.247

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: Treatment

مخرجات SPSS (6.2)

وفقاً للبيانات، فقد أشارت نتائج اختبار كروسكال واليس H *إلى* أن المجموعات الثلاث غير مختلفة معنوياً $(H_{(2)} = 2.800,\ p > 0.05)$، وبالتالي فلا حاجة لإجراء اختلافات العينات.

٢. تظهر نتائج اختبار كروسكال واليس H كما في مخرجات برنامج SPSS (6.3). وفقاً للبيانات، فقد أشـــارت نتائج اختبار كروســـكال واليس H إلى أن مجموعة واحدة أو أكثر من المجموعات الثلاث مختلفة معنوياً $(H_{(2)} = 9.920,\ p < 0.05)$، وبالتالي فيجب اختبار كل مجموعة من العينات باستخدام إجراء اختلافات العينات لإيجاد الاختلافات بين المجموعات.

Ranks

	Classification	N	Mean Rank
Ranking	Very Attractive	8	7.50
	Average	8	11.50
	Very Unattractive	8	18.50
	Total	24	

Test Statistics[a,b]

	Ranking
Chi-Square	9.920
df	2
Asymp. Sig.	.007

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: Classification

مخرجات SPSS (6.3)

وفقاً لمعنوية اختبار كروسكال واليس H، فإننا نقارن العينات باستخدام اختبارات مان ويتني U، وحيث إن عدد المجموعات هو $k = 3$، استخدِم $\alpha_B = 0.0167$ لتقليل تضخُّم خطأ النوع الأول. وتظهر نتائج اختبارات مان ويتني U في مخرجات SPSS المتبقية (6.4) و(6.5) و(6.6).

أ. مقارنة جذاب جداً مع متوسط الجاذبية. أشارت نتائج اختبار مان ويتني U $(U = 20.0,\ n_1 = 8,\ n_2 = 8,\ p > 0.0167)$ إلى أن العينتين غير مختلفتين معنوياً.

ب. مقارنة متوسط الجاذبية مع عديم الجاذبية.

أشارت نتائج اختبار مان ويتني U $(U = 12.0,\ n_1 = 8,\ n_2 = 8, p > 0.0167)$ إلى أن العينتين غير مختلفتين معنوياً.

ج. مقارنة جذاب جداً مع عديم الجاذبية.
أشارت نتائج اختبار مان ويتني U $(U = 4.0,\ n_1 = 8,\ n_2 = 8, p < 0.0167)$ إلى أن العينتين مختلفتان معنوياً.

اختبار مان ويتني

Ranks

	Classification	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Ranking	Very Attractive	8	7.00	56.00
	Average	8	10.00	80.00
	Total	16		

Test Statistics[a]

	Ranking
Mann-Whitney U	20.000
Wilcoxon W	56.000
Z	-1.260
Asymp. Sig. (2-tailed)	.208
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.234[b]

a. Grouping Variable: Classification

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (6.4)

اختبار مان ويتني

Ranks

	Classification	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Ranking	Average	8	6.00	48.00
	Very Unattractive	8	11.00	88.00
	Total	16		

Test Statistics[a]

	Ranking
Mann-Whitney U	12.000
Wilcoxon W	48.000
Z	-2.100
Asymp. Sig. (2-tailed)	.036
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.038[b]

a. Grouping Variable: Classification

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (6.5)

اختبار مان ويتني

Ranks

	Classification	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Ranking	Very Attractive	8	5.00	40.00
	Very Unattractive	8	12.00	96.00
	Total	16		

Test Statistics[a]

	Ranking
Mann-Whitney U	4.000
Wilcoxon W	40.000
Z	-2.941
Asymp. Sig. (2-tailed)	.003
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.002[b]

a. Grouping Variable: Classification

b. Not corrected for ties.

مخرجات SPSS (6.6)

الفصل السابع

مقارنة متغيرات المقياس الرتبي أو الثنائي: ارتباط سبيرمان للرتب وارتباط ثنائي التسلسل النقطي وارتباط ثنائي التسلسل

7.1 الأهداف:

سوف تتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تقوم بحساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب (Spearman Rank Order Correlation Coefficient).
- كيف تقوم بإجراء ارتباط سبيرمان للرتب باستخدام برنامج SPSS.
- كيف تقوم بحساب معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي (Point Biserial Correlation Coefficient).
- كيف تقوم بإجراء ارتباط ثنائي التسلسل النقطي باستخدام برنامج SPSS.
- كيف تقوم بحساب معامل ارتباط ثنائي التسلسل (Biserial Correlation Coefficient).

7.2 مقدمة:

تُعَدُّ الإجراءات الإحصائية في هذا الفصل مختلفةً تماماً عن تلك التي في الفصول السابقة. بخلاف هذا الفصل، فقد كنا نقارن عينات من البيانات، ولكن في هذا الفصل فسوف نفحص العلاقة بين متغيرين (Two Variables). بمعنى آخر، سيناقش هذا الفصل كيف يتغير متغير ما مقارنة بمتغير آخر.

إن العلاقة بين متغيرين من الممكن أن تتم مقارنتها بتحليل الارتباط [1]، حيث إنه إذا كان أحد المتغيرات رتبياً (Ordinal) أو ثنائياً (Dichotomous) فإنه يمكننا استخدام ارتباط لامعلمي (Nonparametric Correlation). يُستخدم ارتباط سبيرمان للرتب، الذي يُدعى أيضاً سبيرمان ρ (Spearman's ρ)، لمقارنة المتغيرات الرتبية؛ أما ارتباط ثنائي التسلسل النقطي وارتباط ثنائي التسلسل فيُستخدمان لمقارنة العلاقة بين متغيرين [2] عندما يكون أحد المتغيرين ثنائياً. والإجراء المعلمي المقابل لهذه الارتباطات هو ارتباط سبيرمان للعزوم (Pearson Product Moment Correlation).

سنقوم في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير ارتباطات كلٍّ من سبيرمان للرتب وثنائي التسلسل النقطي وثنائي التسلسل. وبالإضافة إلى ذلك، سنقوم بشرح كيفية القيام بمثل هذه الإجراءات باستخدام برنامج SPSS. أخيراً سنعرض أمثلة متنوعة لهذه الإحصاءات اللامعلمية من الأدبيات البحثية.

7.3 معامل الارتباط:

عند مقارنة متغيرين نستخدم قيمةً محسوبة تُسمَّى معامل الارتباط (Correlation Coefficient)، حيث إنَّ معامل ارتباط المجتمع يُرمَز له بالحرف اللاتيني راو ρ، ومعامل ارتباط العينة يرمز له بالرمز (r).

سنقوم بوصف نوعين من العلاقة بين المتغيرات: العلاقة المباشرة (Direct Relationship) [3] وهي ارتباط موجب (Positive Correlation) تكون فيه قيمة معامل الارتباط المحسوبة من 0 إلى 1، فعندما تزيد قيمة متغير فإن المتغير الآخر تزيد قيمته أيضاً. والعلاقة غير المباشرة (Indirect Relationship) أو العكسية (Inverse)، وهي

---

(١) المترجم: العبارة ليست مألوفة لدى الإحصائيين، فالعلاقة بين متغيرين يتم وصفها أو تتم مقارنة المتغيرين.

(٢) المترجم: أيضاً هنا لا نقارن العلاقة بين متغيرين بل نقارن المتغيرين أو نصف العلاقة بين المتغيرين.

(٣) المترجم: العلاقة المباشرة تُسمَّى أيضاً الطردية.

ارتباط سالب تكون فيه قيمة معامل الارتباط المحسوبة من 0 إلى 1.0–، وفي هذه الحالة فإن أحد المتغيرين تزيد قيمته عندما تنخفض قيمة المتغير الآخر.

يشير معامل الارتباط المعنوي بشكل عام إلى قوة العلاقة بين المتغيرين نسبياً، حيث إنَّه عندما تكون قيمته قريبة من 1.0 أو 1.0– فإن هذا يشير إلى علاقة مثالية تقريباً، في حين أنه عندما تقترب قيمته من 0 فإن هذا يشير إلى علاقة ضعيفة أو غير ملحوظة. عرض Cohen (1988, 1992) وصفاً مفصلاً للقوة النسبية لمعامل الارتباط، والجدول (7.1) يعرض النتائج التي توصَّل إليها.

جدول (7.1)

معامل الارتباط لعلاقة مباشرة	معامل الارتباط لعلاقة غير مباشرة	قوة العلاقة بين المتغيرين
0.0	0.0	لا توجد/
0.1	-0.1	ضعيفة / صغيرة
0.3	-0.3	معتدلة / متوسطة
0.5	-0.5	قوية / كبيرة
1.0	-1.0	مثالية

ولكن هناك ثلاثة أمور ينبغي أخذُها في الحسبان عند تحديد القوة النسبية لمعامل الارتباط. أولاً، كانت بحوث Cohen بشكل كبير في مجال علم السلوك، وبالتالي فإن هذه القيم في الجدول ربما تكون غير مناسبة لمجالات أخرى كالهندسة أو العلوم الطبيعية. ثانياً، إن تحديد قوة الارتباط يختلف تبعاً لأنواع مختلفة من الاختبارات الإحصائية. ثالثاً، إن قيمة r ليست وفق مقياس خطي (Linear Scale)، فمثلاً $r = 0.6$ لا تعني أنها ضعف قوة $r = 0.3$.

7.4 حساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب:

إن ارتباط سبيرمان للرتب هو إجراء إحصائي مُصمَّم لقياس العلاقة بين متغيرين على مقياس رتبي عندما يكون حجم العينة $n \geq 4$. استخدِم الصيغة الرياضية (7.1)

لتحديد قيمة معامل ارتباط سبيرمان للرتب r_s عندما لا يكون هناك قيمٌ متساوية للرتب. في بعض الأحيان يتم التعبير عن r_s باستخدام الحرف اللاتيني راو (ρ) [1].

$$r_s = 1 - \frac{6\sum D_i^2}{n(n^2 - 1)} \tag{7.1}$$

حيث n هو عدد أزواج الرتب، و D_i هو الفرق بين حدي زوج الرتب.

عندما يكون هناك قيم متساوية للرتب (Ties)، استخدِم الصيغ الرياضية (7.2) و(7.3) و(7.4) لتحديد قيمة r_s :

$$r_s = \frac{(n^3 - n) - 6\sum D_i^2 - (T_x + T_y)/2}{\sqrt{(n^3 - n)^2 - (T_x + T_y)(n^3 - n) + T_x T_y}} \tag{7.2}$$

حيث

$$T_x = \sum_{i=1}^{g} (t_i^3 - t_i) \tag{7.3}$$

و

$$T_y = \sum_{i=1}^{g} (t_i^3 - t_i) \tag{7.4}$$

حيث g هو عدد مجموعات القيم المتساوية للرتب (Tied Groups) في ذلك المتغير، و t_i هو عدد القيم المتساوية للرتب في مجموعة القيم المتساوية للرتب.

إذا لم يكن هناك قيمٌ متساوية للرتب في المتغير فإن $T = 0$.

(١) المترجم: يستخدم الحرف اللاتيني ρ للدلالة على ارتباط المجتمع وليس العينة.

استَخْدِم الصيغة الرياضية (7.5) لتحديد درجة الحرية (Degrees of Freedom) للارتباط:

$$df = n - 2 \qquad (7.5)$$

حيث إنَّ n هو عدد القيم الزوجية (Paired Values).

بعد تحديد قيمة r_s فإنه يجب فحص معنوية المعامل، حيث إنَّه للعينات صغيرة الحجم يمكن الرجوع لجدول القيم الحرجة كجدول (B.7) الموجود في الملحق (B). ولكن عندما يتجاوز حجم العينة n القيم المتاحة في الجدول، فإنه يمكن استخدام تقريب العينة كبيرة الحجم (Large Sample Approximation). أما العينات كبيرة الحجم، فاحسب القيمة المعيارية z (*z-score*)، واستخدِم جدول التوزيع الطبيعي (انظر إلى الجدول (B.1) الموجود في الملحق B) لإيجاد المنطقة الحرجة (Critical Region) للقيم المعيارية z. ويمكننا استخدام الصيغة الرياضية (7.6) لإيجاد القيمة المعيارية z لمعامل الارتباط للعينات كبيرة الحجم.

$$z^* = r\sqrt{n-1} \qquad (7.6)$$

حيث إنَّ n هو عدد أزواج القيم، وr هو معامل الارتباط.

لاحظ أنَّ طريقة تحديد القيمة المعيارية z لمعامل الارتباط وفحص معنوية هذا المعامل هي نفسها لكل أنواع الارتباطات. سنقوم بإيضاح تقريب العينة كبيرة الحجم من خلال مسألة مختارة عند شرح ارتباط ثنائي التسلسل النقطي.

وبالرغم من أننا سنستخدم الصيغة الرياضية (7.6) لتحديد معنوية معامل الارتباط، إلا أن بعض الإحصائيين يوصون باستخدام الصيغة المعتمدة على توزيع t (Student's t Distribution) كما هو في الصيغة الرياضية (7.7):

$$t = r_s\sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \qquad (7.7)$$

وفقاً لكل من Siegel وCastellan (1988)، فإنه لا يوجد ميزة لاستخدام توزيع t بدلاً من القيمة المعيارية z للعينات الأكبر حجماً n.

7.4.1 مسألة مختارة عن ارتباط سبيرمان للرتب (العينات صغيرة الحجم بلا رتب متساوية):

أُجريت دراسة على ثمانية رجال لاختبار معدل نبضات القلب وفق عدد مرات زيارة النادي الرياضي، حيث إنَّ الافتراض هو أن الشخص الذي يزور النادي الرياضي أكثر للتدريب سيكون معدل نبضات قلبه أقل. يعرض الجدول (7.2) عدد مرات زيارة النادي الرياضي لكل مشارك في الدراسة خلال الشهر الذي أُجريت فيه الدراسة. بالإضافة إلى ذلك، يتضمن الجدول متوسط معدل نبضات القلب للمشارك، والذي تمَّ قياسه بنهاية الأسبوع للثلاثة أسابيع الأخيرة في الشهر.

جدول (7.2)

المشارك	عدد مرات الزيارة	متوسط معدل نبضات القلب
1	5	100
2	12	89
3	7	78
4	14	66
5	2	77
6	8	103
7	15	67
8	17	63

لا تتمتع بيانات الدراسة بخصائص المقياس الفتري (Interval Scale) بشكل واضح، فمثلاً عدد مرات زيارة النادي الرياضي لا تدل بالضرورة على مدة وتركيز النشاط البدني. بالإضافة إلى ذلك، فإن هناك عدة عوامل لمعدل نبضات القلب ينتج عنها اختلاف معدل نبضات القلب من شخص لآخر. ولأنَّ القياسات الرتبية (Ordinal Measures) تتمتع بعلاقات أوضح لمقارنة هذه البيانات من شخص إلى مَن يليه؛ فإننا سنحوِّل قيم هذه البيانات إلى رتب، ونستخدم ارتباط سبيرمان للرتب.

7.4.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) إلى أنه لا يوجد ارتباط بين عدد مرات زيارة النادي الرياضي خلال شهر ومتوسط معدل نبضات القلب. أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فتشير إلى أنه يوجد ارتباط بين عدد مرات زيارة النادي الرياضي ومتوسط معدل نبضات القلب.

الفرضية الصفرية هي:

$$\rho_s = 0 \ : H_0$$

فرضية البحث هي:

$$\rho_s \neq 0 \ : H_A$$

7.4.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر (Level of Risk) الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. سنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أنَّ أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95 % وليس بسبب المصادفة.

7.4.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

كما تمت الإشارة إليه سابقاً، فقد قررنا أن نُحلِّل المتغيرات باستخدام إجراء رتبي؛ لهذا فسنحوِّل قيم البيانات لكل متغير إلى بيانات رتبية. بالإضافة إلى ذلك، سنقوم بمقارنة عدد مرات الزيارة للنادي الرياضي في شهر مع متوسط معدل نبضات القلب. ولأنَّنا نقارن متغيرين أحدهما أو كلاهما تم قياسه وفق مقياس رتبي؛ فإننا سنستخدم ارتباط سبيرمان للرتب.

7.4.1.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، رتِّب قيم كلِّ متغير على حدة كما هو موضح في الجدول (7.3). ورتِّبها من القيمة الصغرى إلى الكبرى لتكوين توزيع رتبي لكل متغير.

جدول (7.3)

المشاركون	القيم الأصلية		القيم الرتبية	
	عدد الزيارات	متوسط معدل نبضات القلب	عدد الزيارات	متوسط معدل نبضات القلب
1	5	100	2	7
2	12	89	5	6
3	7	78	3	5
4	14	66	6	2
5	2	77	1	4
6	8	103	4	8
7	15	67	7	3
8	17	63	8	1

لحساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب، فإننا نحتاج أن نحسب الفروقات بين أزواج الرتب (Rank Pairs)، وكذلك مربعاتها، حيث إنَّ رتبة (متوسط معدل نبضات القلب) – رتبة (عدد الزيارات) = D. ومن المفيد تنظيم البيانات لإيجاد قيمة المجموع الواردة في الصيغة الرياضية لحساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب (انظر إلى الجدول 7.4).

بعد ذلك قُم بحساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum D_i^2}{n(n^2-1)}$$

$$=1-\frac{6(136)}{8(8^2-1)}=1-\frac{816}{8(64-1)}$$

$$=1-\frac{816}{8(63)}=1-\frac{816}{504}$$

$$=1-1.619$$

$$r_s=-0.619$$

جدول (7. 4)

القيم المرتبة		فروقات الرتب	
عدد الزيارات	متوسط معدل نبضات القلب	D	D^2
2	7	5	25
5	6	1	1
3	5	2	4
6	2	-4	16
1	4	3	9
4	8	4	16
7	3	-4	16
8	1	-7	49
			$\sum D_i^2=136$

7.4.1.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

يتضمن الجدول (B.7) في الملحق (B) القيم الحرجة (Critical Values) لمعامل ارتباط سبيرمان الرتبي. ويتم إيجاد القيمة الحرجة في هذه الدراسة للحالة التي يكون فيها $n = 8$ و $df = 6$. وحيث إنَّنا نُجرِي اختباراً غير موجَّه (Two-Talied Test) و $\alpha = 0.05$، فإن القيمة الحرجة هي 0.738. إذا كانت القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط أكبر من أو تساوي القيمة الحرجة (0.738)، فإننا سنرفض الفرضية الصفرية. أما إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة، فإننا لن نرفض الفرضية الصفرية.

7.4.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 0.738 والقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط هي $|r_s| = 0.619$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب علينا ألا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أكبر من القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

7.4.1.7 فسِّر النتائج:

يشير عدم رفضنا للفرضية الصفرية إلى عدم وجود ارتباط معنوي بين عدد مرات زيارة الرجال للنادي الرياضي خلال شهر ومتوسط معدل نبضات القلب.

7.4.1.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج ارتباط سبيرمان الرتبي معلومات كعدد المشاركين (n)، والمتغيرين اللذين تجري دراسة ارتباطهما، ومعامل الارتباط (r_s)، ودرجة الحرية df، وعلاقة القيمة الاحتمالية p ($p-value$) بقيمة α المختارة.

تمت ملاحظة ثمانية رجال $(n = 8)$ لمدة شهر في هذا المثال، حيث تمَّ توثيق عدد مرات زيارتهم للنادي الرياضي (متغير 1)، وتمَّ تسجيل متوسط معدل نبضات قلوبهم خلال الأسابيع الثلاثة الأخيرة من الشهر (متغير 2). وقد تمَّ وضع البيانات على صورة بيانات رتبية لغرض التحليل. لم يكن معامل ارتباط سبيرمان الرتبي معنوياً $(r_{s(6)} = -619, p > 0.05)$. وفقاً لهذه البيانات، فإننا نستطيع القول إنه لا توجد علاقة واضحة بين معدل نبضات قلب الذكور وعدد مرات زيارة النادي الرياضي.

7.4.2 مسألة مختارة عن ارتباط سبيرمان للرتب (العينات صغيرة الحجم مع رتب متساوية):

أعاد الباحث التجربة الواردة في المثال السابق مع نساء بدلاً من الرجال. ويعرض الجدول (7.5) عدد مرات زيارة النادي الرياضي لكل امرأة مُشارِكة خلال الشهر الذي أُجريت فيه الدراسة، وكذلك متوسط معدل نبضات القلب اللاحقة.

جدول (7.5)

المشارك	عدد مرات الزيارة	متوسط معدل نبضات القلب
1	5	99
2	12	63
3	7	78
4	14	66
5	3	79
6	8	95
7	15	67
8	12	64
9	2	99
10	16	62
11	12	65
12	7	76
13	17	61

كما هو الحال في المثال السابق، فإن قيم بيانات هذه الدراسة لا تتمتع بخصائص المقياس الفتري بشكل واضح، وبالتالي فإننا سنستخدم القياسات الرتبية. وسوف نقوم بتحويل قيم هذه البيانات إلى رتب، ونستخدم ارتباط سبيرمان للرتب.

الخطوات من الأولى إلى الثالثة هي نفسها كما في المثال السابق[١]، وبالتالي سنبدأ مع الخطوة الرابعة.

7.4.2.1 احسِبْ إحصاء الاختبار:

أولاً، رتِّب قيم كل متغير على حدة كما هو موضح في الجدول (7.6)، ورتِّبها من القيمة الصغرى إلى الكبرى لتكوين توزيع رتبي لكل متغير.

ولحساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب، فإننا نحتاج أن نحسب الفروقات بين أزواج الرتب وكذلك مربعاتها، حيث إنَّ رتبة (متوسط معدل نبضات القلب) – رتبة (عدد الزيارات) = D. ومن المفيد تنظيم البيانات لإيجاد قيمة المجموع الواردة في الصيغة الرياضية لحساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب (انظر إلى الجدول 7.7).

احسب بعد ذلك معامل ارتباط سبيرمان للرتب، حيث إنَّ هناك قيماً متساوية للرتب (Ties)؛ لذا فإننا سنستخدم صيغاً رياضية تراعي هذه القيم المتساوية للرتب. أولاً، استخدِم الصيغتين الرياضيتين (7.3) و(7.4). لمتغير عدد الزيارات، فإن هناك مجموعتين من القيم المتساوية للرتب. تتضمن المجموعة الأولى قيمتين لهما نفس الرتبة (الرتبة = 4.5 و$t=2$)، والمجموعة الثانية تتضمن ثلاث قيم لها الرتبة نفسها (الرتبة = 8 و$t=3$):

$$\begin{aligned}T_x &= \sum_{i=1}^{g}(t_i^3 - t_i)\\ &= (2^3-2)+(3^3-3)+(8-2)+(27-3)\\ &= 6+24\\ T_x &= 30\end{aligned}$$

(١) المترجم: المقصود هي الخطوات الواردة في الأجزاء من (7.4.1.1) إلى (7.4.1.3).

ولمتوسط معدل نبضات القلب، فإنه لا توجد قيم متساوية للرتب، وبالتالي فإن $T_y=0$.
الآن، احسِبْ معامل ارتباط سبيرمان للرتب باستخدام الصيغة الرياضية (7.2):

$$r_s = \frac{(n^3-n)-6\sum D_i^2-(T_x+T_y)/2}{\sqrt{(n^3-n)^2-(T_x+T_y)(n^3-n)+T_xT_y}}$$

$$= \frac{(13^3-13)-6(672.5)-(30+0)/2}{\sqrt{(13^3-13)^2-(30+0)(13^3-13)+(30)(0)}}$$

$$= \frac{2184-4035-15}{\sqrt{(2184)^2-(30)(2184)+0}}$$

$$= \frac{-1866}{\sqrt{4,704,336}} = \frac{-1866}{2169}$$

$$r_s = -0.860$$

جدول (7.6)

المشاركون	القيم الأصلية		القيم المرتبة	
	عدد الزيارات	متوسط معدل نبضات القلب	عدد الزيارات	متوسط معدل نبضات القلب
1	5	96	3	12
2	12	63	8	3
3	7	78	4.5	9
4	14	66	10	6
5	3	79	2	10
6	8	95	6	11
7	15	67	11	7
8	12	64	8	4
9	2	99	1	13
10	16	62	12	2
11	12	65	8	5
12	7	76	4.5	8
13	17	61	13	1

جدول (7.7)

المشاركون	القيم المرتبة		فروقات الرتب	
	عدد الزيارات	متوسط معدل نبضات القلب	D	D^2
1	3	12	9	81
2	8	3	-5	25
3	4.5	9	4.5	20.25
4	10	6	-4	16
5	2	10	8	64
6	6	11	5	25
7	11	7	-4	16
8	8	4	-4	16
9	1	13	12	144
10	12	2	-10	100
11	8	5	-3	9
12	4.5	8	3.5	12.25
13	13	1	-12	144
$\sum D_i^2 = 672.5$				

7.4.2.2 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدَّد:

يتضمن الجدول (B.7) في الملحق (B) القيم الحرجة لمعامل ارتباط سبيرمان الرتبي. ولكي يكون معامل الارتباط معنوياً، فإنه يجب أن تكون القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة $|r_s|$ أكبر من أو تساوي القيمة الحرجة في الجدول. يتم إيجاد القيمة الحرجة في هذه الدراسة للحالة التي يكون فيها $n = 13$ و $df = 11$. ولأنَّنا نُجري اختباراً غير موجَّه و $\alpha = 0.05$؛ فإن القيمة الحرجة هي 0.560.

7.4.2.3 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 0.560، والقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط هي $|r_s| = 0.860$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب علينا ألا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أقل من القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

7.4.2.4 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى وجود ارتباط معنوي بين عدد مرات زيارة النساء للنادي الرياضي خلال شهر ومتوسط معدل نبضات القلب.

7.4.2.5 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج ارتباط سبيرمان الرتبي معلومات؛ كعدد المشاركين (n)، والمتغيرينِ اللذين يُدرس ارتباطهما، ومعامل الارتباط (r_s)، ودرجة الحرية df، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة.

تمت ملاحظة 13 من النساء ($n = 13$) لمدة شهر في هذا المثال، حيث تمَّ توثيق عدد مرات زيارتهن للنادي الرياضي (متغير1)، ومتوسط معدل نبضات قلوبهن تم تسجيلها خلال الأسابيع الثلاثة الأخيرة من الشهر (متغير 2). وقد تمَّ وضع هذه

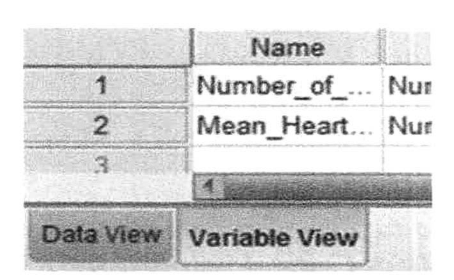
البيانات على صورة بيانات رتبية لغرض التحليل، وكان معامل ارتباط سبيرمان الرتبي معنوياً $(r_{s(11)} = -860, p < 0.05)$. وفقاً لهذه البيانات، فإننا نستطيع القول إنه توجد علاقة قوية عكسية بين معدل نبضات قلب الأنثى البالغة وعدد مرات زيارة النادي الرياضي.

7.4.3 إجراء ارتباط سبيرمان للرتب باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

7.4.3.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. وبعد ذلك اكتبْ أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name". كما يظهر في الشكل (7.1)، فإن المتغير الأول تمت تسميته "Number_of_Visits"، والمتغير الثاني تمت تسميته "Mean_Heart_Rate".



شكل (7.1)

7.4.3.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة كما هو واضح في الشكل (7.2)، وأدخِل قيم البيانات في العمود المناسب.

	Number_of_Visits	Mean_Heart_Rate
1	5.00	96.00
2	12.00	63.00
3	7.00	78.00
4	14.00	66.00
5	3.00	79.00
6	8.00	95.00
7	15.00	67.00
8	12.00	64.00
9	2.00	99.00

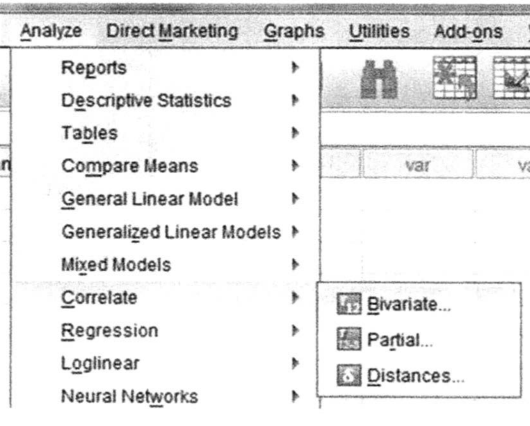
Data View | Variable View

شكل (7.2)

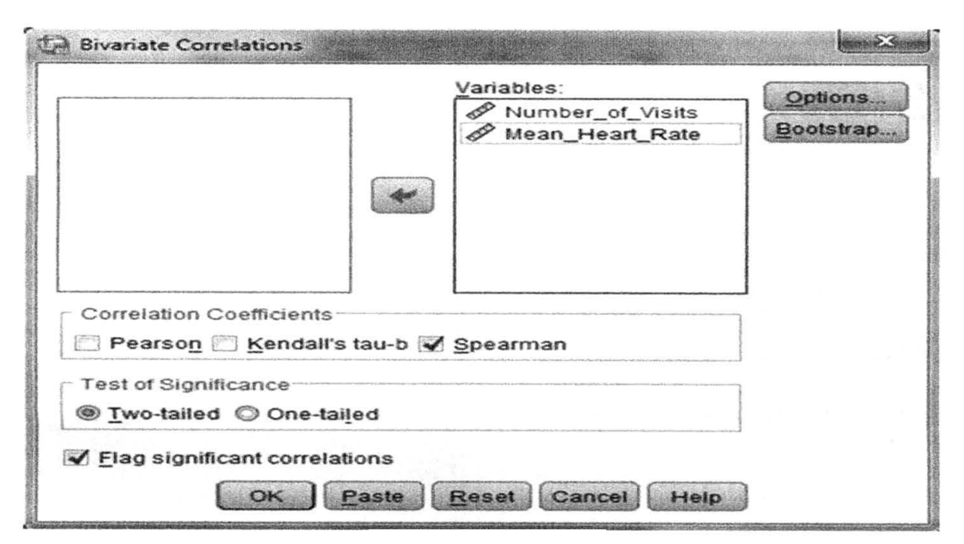
7.4.3.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو موضح في الشكل (7.3)، اختر القوائم المنسدلة للتحليل "Analyze"، ثم اختر منها الارتباط "Correlate"، ثم اختر منها متغيرينِ "..Bivariate".

استخدِم زرَّ السهم لوضع المتغيرينِ اللذين يتضمنان قيمَ البيانات في صندوق المتغيرات "Variables" كما هو مُوضَّح في الشكل (7.4). وبعد ذلك وفي صندوق معاملات الارتباط "Correlation Coefficients"، قُم بإلغاء اختيار بيرسون "Pearson"، واختر سبيرمان "Spearman". أخيراً، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.



شكل (7.3)



شكل (7.4)

7.4.3.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض جدول المخرجات (انظر مخرجات 7.1 SPSS) معامل ارتباط سبيرمان للرتب (r_s) باسم "Spearman's rho". أيضاً، يعرض الجدول عدد الأزواج $(n = 13)$، وكذلك القيمة المعنوية المحسوبة غير الموجهة $(p \approx 0.000)$.

في هذا المثال، فإن قيمة المعنوية واقعاً ليست صفراً، إذ إنَّ القيمة المعروضة في الجدول لا تتضمن الخانات الرقمية الكافية لتظهر قيمة المعنوية بالدقة الفعلية.

Correlations

			Number_of_Visits	Mean_Heart_Rate
Spearman's rho	Number_of_Visits	Correlation Coefficient	1.000	-.860**
		Sig. (2-tailed)	.	.000
		N	13	13
	Mean_Heart_Rate	Correlation Coefficient	-.860**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.000	.
		N	13	13

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

مخرجات SPSS (7-1)

وفقاً لنتائج SPSS، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب كان معنوياً $(r_{s(11)} = -0.860,\ p < 0.05)$. ووفقاً لهذه البيانات، فإننا نستطيع أن نقول إنه توجد علاقة قوية وعكسية بين متوسط معدل نبضات قلب الأنثى البالغة وعدد مرات زيارتها للنادي الرياضي.

7.5 حساب معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي والارتباط ثنائي التسلسل:

إن الارتباط ثنائي التسلسل النقطي والارتباط ثنائي التسلسل هما إجراءان إحصائيان يُستخدمان مع المتغيرات الثنائية. والمتغير الثنائي هو قياس لحالتين فإما أن يكون منفصلاً (Discrete) أو متصلاً (Continuous). المتغير الثنائي المنفصل ليس له ترتيب محدد، ومن أمثلته: نوع الجنس (ذكر أو أنثى) أو وجها العملة (صورة أو كتابة). أما المتغير الثنائي المتصل فيكون هناك نوع من الترتيب لحالتي المتغير، ومن أمثلته: القياسات رسوب / نجاح، أو صغير/ كبير. أخيراً، ولأنَّ الارتباط ثنائي التسلسل النقطي وكذلك الارتباط ثنائي التسلسل يتضمنان تحليلاً لمقياس فتري؛ فإنهما يعتبران حالتين خاصتين من ارتباط سبيرمان للعزوم (Pearson Product-Moment Correlation).

7.5.1 الارتباط بين المتغير الثنائي والمتغير على المقياس الفتري:

إن الارتباط ثنائي التسلسل النقطي هو إجراء إحصائي يُستخدَم لقياس العلاقة بين المتغير الثنائي المنفصل والمتغير على المقياس الفتري. استخدِم الصيغة الرياضية (7.8) لتحديد معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي r_{pb}:

$$r_{pb} = \frac{\overline{x}_p - \overline{x}_q}{s}\sqrt{P_p P_q} \qquad (7.8)$$

حيث $\overline{x}_p$ هو متوسط قيم المتغير الفتري المقترنة بالحالة الأولى (أو النوع الأول) للمتغير الثنائي، و $\overline{x}_q$ هو متوسط قيم المتغير الفتري المقترنة بالحالة الثانية للمتغير الثنائي، و s هو الانحراف المعياري للمتغير على المقياس الفتري، و P_p هي نسبة قيم المتغير الفتري المقترنة بالحالة الأولى للمتغير الثنائي، و P_q هي نسبة قيم المتغير الفتري والمقترنة بالحالة الثانية للمتغير الثنائي.

تذكَّر أن الصيغة الرياضية للمتوسط (7.9) والصيغة الرياضية للانحراف المعياري (7.10) كالتالي:

$$\overline{x}_q = \sum x_i \div n \qquad (7.9)$$

و

$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \overline{x})^2}{n-1}} \qquad (7.10)$$

حيث $\sum x_j$ [1] هي مجموع قيم العينة، وn هي عدد مشاهدات العينة.

إن الارتباط ثنائي التسلسل هو إجراء إحصائي يُستخدَم لقياس العلاقة بين متغير ثنائي متصل ومتغير على المقياس الفتري. استخدِم الصيغة الرياضية (7.11) لتحديد معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي r_b:

---

(١) المترجم: لتوحيد الرموز المستخدمة فهذه $\sum x_i$

$$r_b = \left[\frac{\bar{x}_p - \bar{x}_q}{s_x} \right] \frac{P_p P_q}{y} \qquad (7.11)$$

حيث $\bar{x}_p$ هو متوسط قيم المتغير الفتري المقترنة بالحالة الأولى للمتغير الثنائي، و $\bar{x}_q$ هو متوسط قيم المتغير الفتري المقترنة بالحالة الثانية للمتغير الثنائي، و s_x هو الانحراف المعياري للمتغير على المقياس الفتري، و P_p هي نسبة قيم المتغير الفتري المقترنة بالحالة الأولى للمتغير الثنائي، و P_q هي نسبة قيم المتغير الفتري والمقترنة بالحالة الثانية للمتغير الثنائي، وy هي ارتفاع المنحنى الطبيعي (Normal Curve) على المحور الرأسي عند النقطة التي تُقسِّم النسبتين P_p و P_q (انظر إلى الشكل 7.5).

باستطاعتك استخدام الجدول (B.1) في الملحق (B) أو استخدام الصيغة الرياضية (7.12) لإيجاد ارتفاع المنحنى الطبيعي y:

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \qquad (7.12)$$

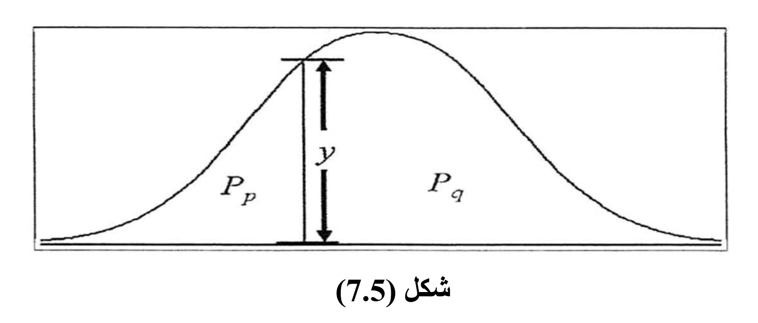
حيث e هي قيمة أساس اللوغاريتم الطبيعي (Natural Logarithm)، والتي تساوي تقريباً 2.718282، وz هي القيمة المعيارية z (*z-score*) عند النقطة التي تقسِّم النسبتين P_p و P_q.

إن الصيغة الرياضية (7.13) تُوضِّح العلاقة بين معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي ومعامل ارتباط ثنائي التسلسل. وهذه الصيغة الرياضية ضرورية لإيجاد معامل ارتباط ثنائي التسلسل، حيث إنَّ برنامج SPSS يوجد فقط معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي:

$$r_b = r_{bp} \frac{\sqrt{P_p P_q}}{y} \qquad (7.13)$$

بعد إيجاد معامل الارتباط، يجب أن نُجرِي اختبار المعنوية. في حالة العينات صغيرة الحجم فإنه يمكننا استخدام جدول للقيم الحرجة كجدول (B.8) في الملحق

(B)، ولكن عندما يتجاوز حجم العينة n القيم الحرجة في الجدول، فإنه يمكننا استخدام تقريب العينات كبيرة الحجم. للعينات كبيرة الحجم احسِب القيمة المعيارية z واستخدِمْها في الجدول الخاص بالتوزيع الطبيعي (انظر إلى الجدول (B.1) في الملحق B)؛ وذلك لإيجاد المنطقة الحرجة للقيمة المعيارية z. وكما تم شرحه سابقاً في هذا الفصل، فإنه يمكننا استخدام الصيغة الرياضية (7.6) لإيجاد القيمة المعيارية z لمعامل الارتباط للعينات كبيرة الحجم.



شكل (7.5)

7.5.2 الارتباط بين المتغير الثنائي والمتغير الرتبي:

كما تمَّ شرحه سابقاً، فإن الارتباط ثنائي التسلسل النقطي والارتباط ثنائي التسلسل تضمَّنا سابقاً متغيراً ثنائياً ومتغيراً فترياً. وفي حالة إذا كان الارتباط بين متغير ثنائي ومتغير رتبي، فإننا نحتاج إلى إجراء مختلف قليلاً.

لإيجاد معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي بين المتغير الثنائي المنفصل والمتغير الرتبي، استخدِم سبيرمان الرتبي فقط، الذي تمَّ شرحه سابقاً مع إعطاء قيم اعتباطية للمتغير الثنائي كقيمتي 0 و1. ولإيجاد معامل ارتباط ثنائي التسلسل بين المتغير الثنائي المتصل والمتغير الرتبي، استخدِم الإجراء نفسه، وبعد ذلك استخدِم الصيغةَ الرياضية (7.13) المذكورة سابقاً.

7.5.3 مسألة مختارة عن الارتباط ثنائي التسلسل النقطي (العينات صغيرة الحجم):

درست باحثة في معمل خاص بالتحليل النفسي الفروقات بين الجنسين، حيث كانت تسعى لمقارنة مقدرة الذكور والإناث في الإدراك والتذكر البصري للتفاصيل. وتضمَّنت الدراسة 17 مشاركاً (8 ذكور و 9 إناث) ولم يكن لديهم علمٌ مسبق بطبيعة

التجربة. أولاً، طلبت الباحثة من كل مشارك الجلوسَ في غرفة بها مجموعة من الأشياء وطلبت منهم الانتظار، وبعد عشر دقائق طلبت منهم الإجابة عن 30 سؤالاً متعلقة ببعض التفاصيل عن الغرفة. يوضِّح الجدول (7.8) نوع جنس المشاركين في الدراسة ونتيجة الاختبار عند إجابتهم عن الأسئلة.

تسعى الباحثة لتحديد ما إذا كانت هناك علاقة موجودة بين المتغيرين، وقوة هذه العلاقة النسبية. وحيث إنَّ نوع الجنس هو متغير ثنائي منفصل والإدراك البصري للتفاصيل هو متغير على المقياس الفتري، فإننا سنستخدم ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي.

جدول (7.8)

المشارك	نوع الجنس	نتيجة الاختبار
1	ذكر	7
2	ذكر	19
3	ذكر	8
4	ذكر	10
5	ذكر	7
6	ذكر	15
7	ذكر	6
8	ذكر	13
9	أنثى	14
10	أنثى	11
11	أنثى	18
12	أنثى	23
13	أنثى	17
14	أنثى	20
15	أنثى	14
16	أنثى	24
17	أنثى	22

7.5.3.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشـــير الفرضـــية الصـــفرية إلى أنه لا يوجد ارتباط بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل؛ أما فرضية البحث فتشير إلى أنه يوجد ارتباط بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0 : \rho_{pb} = 0$$

فرضية البحث هي:

$$H_A : \rho_{pb} \neq 0$$

7.5.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادةً اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أنَّ أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

7.5.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

كما تمت الإشارة إليه سابقاً، فقد قررنا أن نُحلِّل العلاقة بين المتغيرين. ويقدِّم الارتباط لنا القوة النسبية للعلاقة بين المتغيرين. وحيث إنَّ نوع الجنس هو متغير ثنائي منفصل، والإدراك البصري للتفاصيل هو متغير يتبع المقياس الفتري؛ فإننا سنستخدم ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي.

7.5.3.4 احسِبْ إحصاء الاختبار:

أولاً، احسِب الانحراف المعياري لكل قيم بيانات متغير المقياس الفتري. وسيكون من المناسب تنظيم البيانات كما هو مُوضَّح في الجدول (7.9).

جدول (7.9)

المشارك	نوع الجنس	نتيجة الاختبار	$x_i - x$ [١]	$(x_i - \bar{x})^2$
1	ذكر	7	-7.59	57.58
2	ذكر	19	4.41	19.46
3	ذكر	8	-6.59	43.40
4	ذكر	10	-4.59	21.05
5	ذكر	7	-7.59	57.58
6	ذكر	15	0.41	0.17
7	ذكر	6	-8.59	73.76
8	ذكر	13	-1.59	2.52
9	أنثى	14	-0.59	0.35
10	أنثى	11	-3.59	12.88
11	أنثى	18	3.41	11.64
12	أنثى	23	8.41	70.76
13	أنثى	17	2.41	5.82
14	أنثى	20	5.41	29.29
15	أنثى	14	-0.59	0.35
16	أنثى	24	9.41	88.58
17	أنثى	22	7.41	54.93
		$\sum x_i = 248$		$\sum (x_i - \bar{x})^2 = 550.12$

(١) المترجم: يوجد خطأ في هذه الصيغة، والصحيح هو $x_i - \bar{x}$.

باستخدام ناتج المجموعين في الجدول (7.9)، احسِب المتوسط والانحراف المعياري لبيانات المتغير الفتري:

$$\bar{x} = \sum x_i \div n$$
$$\bar{x} = 248 \div 17$$
$$\bar{x} = 14.59$$
$$s_x = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{550.12}{17-1}} = \sqrt{34.38}$$
$$s_x = 5.86$$

احسِب بعد ذلك المتوسطات والنسب لقيم المتغير الثنائي المقترنة بكل حالة. متوسط نتيجة الاختبار للذكور كانت

(١) $$\bar{x}_p = \sum x_p \div n_M$$

$$= (7 + 19 + 8 + 10 + 7 + 15 + 6 + 13) \div 8$$
$$\bar{x}_p = 10.63$$

ومتوسط نتيجة الاختبار للإناث كانت

$$\bar{x}_q = \sum x_q \div n_F$$
$$= (14 + 11 + 18 + 23 + 17 + 20 + 14 + 24 + 22) \div 9$$
$$\bar{x}_q = 18.11$$

---

(١) المترجم: قد تكون طريقة كتابة هذه الصيغة الرياضية مناسبةً لهذا الكتاب، ولكن الأنسب كتابتها $\bar{x}_p = \sum x_{p_i} \div n_M$. كذلك لاتساق الرموز، استخدِم n_p بدلاً من n_M.

ونسبة الذكور كانت

$$P_p = n_M \div n$$
$$= 8 \div 7$$
$$P_p = 0.47$$

ونسبة الإناث كانت

$$P_q = n_F \div n$$
$$= 9 \div 17$$
$$P_q = 0.53$$

الآنَ، احسِب معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي باستخدام القيم التي تمَّ حسابها سابقاً:

$$r_{pb} = \frac{\overline{x}_p - \overline{x}_q}{s_x}\sqrt{P_p P_q}$$
$$= \frac{10.63 - 18.11}{5.86}\sqrt{(0.47)(0.53)}$$
$$= \frac{-7.49}{5.86}\sqrt{0.25} = (-1.28)(0.50)$$
$$r_{pb} = -0.637$$

تعتمد إشارة قيمة معامل الارتباط على ترتيبنا لحالتي المتغير الثنائي، وحيث إنَّ ترتيبنا كان اعتباطياً فإن الإشارة ليس لها أي دلالة، وبالتالي فإننا نستخدم القيمة المطلقة لمعامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي:

$$r_{pb} = 0.637$$

7.5.3.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

يتضمن الجدول (B.8) في الملحق (B) القيم الحرجة لمعامل ارتباط بيرسون للعزوم. وعند استخدام هذا الجدول المتضمن القيم الحرجة، فإنه يتطلب أن تكون درجة الحرية معروفة. حيث إنَّ $df = n - 2$ و $n = 17$ فإن $df = 17 - 2 = 15$. وحيث إنَّنا نُجرِي اختباراً غيرَ موجَّه و $\alpha = 0.05$؛ فإن القيمة الحرجة هي 0.482.

7.5.3.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 0.482 والقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط هي $|r_{pb}| = 0.637$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب علينا ألا نرفض الفرضية الصفرية.

وحيث إنَّ القيمة الحرجة أصغر من القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

7.5.3.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى وجود ارتباط معنوي وقوي إلى حد ما بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل.

7.5.3.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج ارتباط ثنائي التسلسل النقطي معلوماتٍ؛ كعدد المشاركين (n)، والمتغيرين اللذين تتم دراسة ارتباطهما، ومعامل الارتباط (r_{pb})، ودرجة الحرية df، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة، ومتوسط قيم المتغير الثنائي لكل حالة.

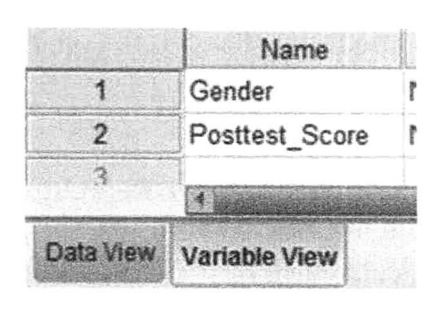
قامت الباحثة في هذا المثال بمقارنة قدرة الذكور والإناث في الإدراك والتذكُّر البصري للتفاصيل، حيث شارك في هذه التجربة ثمانية ذكور $(n_M = 8)$وتسع إناث $(n_F = 9)$. وقد قامت الباحثة بقياس إدراك المشاركين البصري للتفاصيل باستخدام اختبار يتضمن 30 سؤالاً تتطلب الإجابة عنها تذكُّر المشاركين تفاصيل الغرفة التي مكثوا فيها. وقد كانت نتيجة ارتباط ثنائي التسلسل النقطي معنوية $(r_{pb(15)} = 0.637,\ p < 0.05)$. وهذه القيم تشير إلى أنه توجد علاقة قوية بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل. بالإضافة إلى ذلك، فإن متوسط نتيجة اختبار الإدراك البصري للتفاصيل يشير إلى أن الذكور $(\overline{x}_M = 10.63)$ قد تذكروا تفاصيل أقل، في حين أن الإناث $(\overline{x}_F = 18.11)$ قد تذكَّرن تفاصيل أكثر.

7.5.4 إجراء ارتباط ثنائي التسلسل النقطي باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

7.5.4.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. واكتب بعد ذلك أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name". كما يظهر في الشكل (7.6) فإن المتغير الأول تمت تسميته "Gender"، والمتغير الثاني تمت تسميته "Posttest_Score".



شكل (6-7)

7.5.4.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة كما هو واضح في الشكل (7.7). وأدخِل قيم البيانات في العمود الخاص بكل متغير. ولأنَّ متغير نوع الجنس هو متغير ثنائي منفصل؛ فإن برنامج SPSS يحتاج ترميزاً لقيم هذا المتغير. وقد استخدمنا الرمز 0 عندما تكون قيم المتغير ذكراً، والرمز 1 عندما تكون قيم المتغير أنثى. باستطاعتنا استخدام أي قيمتين لترميز المتغير.

	Gender	Posttest_Score
1	.00	7.00
2	.00	19.00
3	.00	8.00
4	.00	10.00
5	.00	7.00
6	.00	15.00
7	.00	6.00
8	.00	13.00
9	1.00	14.00
10	1.00	11.00
11	1.00	18.00
12	1.00	23.00
13	1.00	17.00

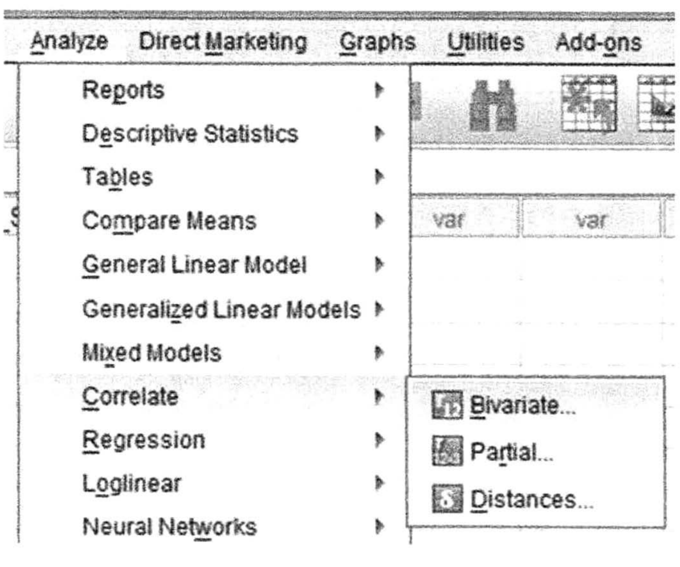
Data View | Variable View

شكل (7.7)

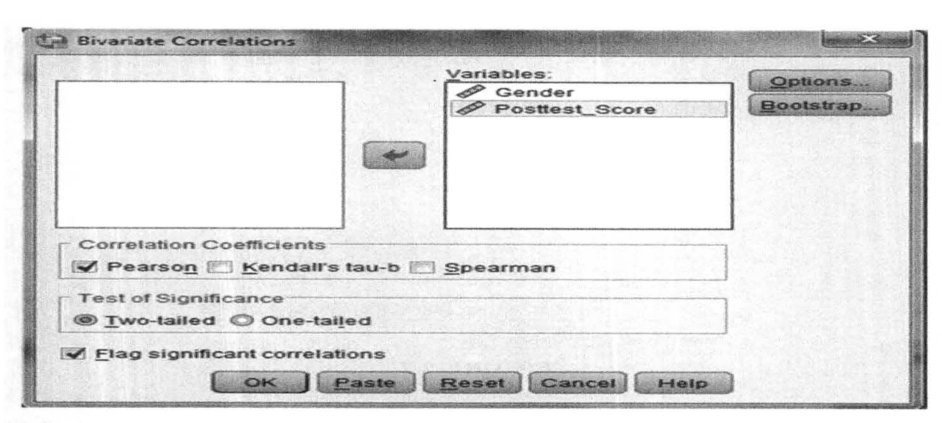
7.5.4.3 حلّل (Analyze) البيانات:

كما هو موضح في الشكل (7.8)، اختر القوائم المنسدلة للتحليل "Analyze" ثم اختر منها الارتباط "Correlate" ثم اختر منها متغيرين "..Bivariate".

استخدِم زر السهم لوضع المتغيرين اللذين يتضمنان قيم البيانات في صندوق المتغيرات "Variables" كما هو موضح في الشكل (7.9). وبعد ذلك وفي صندوق معاملات الارتباط "Correlation Coefficients"، يتم الإبقاء على اختيار بيرسون "Pearson" حيث إنَّ ارتباط سبيرمان للعزوم سينفِّذ ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي التقريبي. أخيراً، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.


Analyze
Direct Marketing
Graphs
Utilities
Add-ons
Reports
Descriptive Statistics
Tables
Compare Means
General Linear Model
Generalized Linear Models
Mixed Models
Correlate
Regression
Loglinear
Neural Networks
var
var
Bivariate...
Partial...
Distances...

شكل (7.8)


Bivariate Correlations
Variables:
Gender
Posttest_Score
Options...
Bootstrap...
Correlation Coefficients
Pearson
Kendall's tau-b
Spearman
Test of Significance
Two-tailed
One-tailed
Flag significant correlations
OK
Paste
Reset
Cancel
Help

شكل (7.9)

7.5.4.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض جدول المخرجات (انظر مخرجات 7.2 SPSS) معامل ارتباط بيرسون للعزوم($r = 0.657$)، ومعامل الارتباط هذا يساوي تقريباً معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي. يعرض أيضاً الجدول عدد الأزواج ($n = 17$) وكذلك القيمة المعنوية المحسوبة غير الموجَّهة ($p = 0.004$).

Correlations

		Gender	Posttest_Score
Gender	Pearson Correlation	1	.657**
	Sig. (2-tailed)		.004
	N	17	17
Posttest_Score	Pearson Correlation	.657**	1
	Sig. (2-tailed)	.004	
	N	17	17

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

مخرجات SPSS (7-2)

وفقاً لنتائج SPSS، فإن معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي كان معنوياً ($r_{pb(15)} = 0.657,\ p < 0.05$). ووفقاً لهذه القيم، فإننا نستطيع القول إنه توجد علاقة قوية بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل (كما تم قياسه بأداة الاختبار).

7.5.5 مسألة مختارة عن ارتباط ثنائي التسلسل النقطي (العينات كبيرة الحجم):

سعى زميل عمل للباحثة في المثال السابق إلى إعادة الدراسة لبحث الفروقات بين الجنسين. وكما في السابق، فقد قام بمقارنة قدرة الذكور والإناث في الإدراك والتذكر البصري للتفاصيل. وقد تضمنت الدراسة 26 مشاركاً (14 ذكراً و12 أنثى) والذين لم يكن لديهم علم مسبق بطبيعة التجربة. يوضِّح الجدول (7.10) نوع جنس المشاركين في الدراسة ونتيجة الاختبار في الاجابة عن الأسئلة.

جدول (7.10)

المشارك	نوع الجنس	نتيجة الاختبار
1	ذكر	6
2	ذكر	15
3	ذكر	8
4	ذكر	10
5	ذكر	6
6	ذكر	12
7	ذكر	7
8	ذكر	13
9	ذكر	13
10	ذكر	10
11	ذكر	18
12	ذكر	23
13	ذكر	17
14	ذكر	20
15	أنثى	14
16	أنثى	26
17	أنثى	14
18	أنثى	11
19	أنثى	29
20	أنثى	20
21	أنثى	15
22	أنثى	18
23	أنثى	9
24	أنثى	14
25	أنثى	21
26	أنثى	22

سنقوم مرة أخرى باستخدام ارتباط ثنائي التسلسل النقطي، ولكن سنستخدم هنا تقريب العينات كبيرة الحجم لاختبار معنوية النتائج حيث إنَّ العينة كبيرة الحجم.

7.5.5.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد ارتباط بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل، أما فرضية البحث فتشير إلى أنه يوجد ارتباط بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل.

الفرضية الصفرية هي:

$$H_0: \quad \rho_{pb} = 0$$

فرضية البحث هي:

$$H_A: \quad \rho_{pb} \neq 0$$

7.5.5.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا(α) ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أن أي فَرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

7.5.5.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

كما تمت الإشارة إليه سابقاً، فقد قررنا أن نُحلل العلاقة بين المتغيرين. ويقدِّم الارتباط لنا القوة النسبية للعلاقة بين المتغيرين. وحيث إنَّ نوع الجنس هو متغير ثنائي منفصل، والإدراك البصري للتفاصيل هو متغير يتبع المقياس الفتري؛ فإننا سنستخدم ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي.

7.5.5.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، احسب الانحراف المعياري لكل قيم متغير المقياس الفتري. ولعمل ذلك، قُم بتنظيم البيانات لإيجاد قيم المجاميع (انظر إلى الجدول 7.11):

$$\bar{x} = \sum x_i \div n$$
$$\bar{x} = 391 \div 26$$
$$\bar{x} = 15.04$$
$$s_x = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{934.96}{26-1}} = \sqrt{37.40}$$
$$s_x = 6.115$$

واحسب بعد ذلك المتوسطات والنسب لقيم المتغير الثنائي المرتبطة بكل حالة.
متوسط نتيجة الاختبار للذكور كانت:

$$\bar{x}_p = \sum x_p \div n_M$$
$$= (6+15+8+10+6+12+7+13+13+10+18+23+17+20) \div 14$$
$$\bar{x}_p = 12.71$$

ومتوسط نتيجة الاختبار للإناث كانت:

$$\bar{x}_q = \sum x_q \div n_F$$
$$= (14+26+14+11+29+20+15+18+9+14+21+22) \div 12$$
$$\bar{x}_q = 17.75$$

ونسبة الذكور كانت

$$P_p = n_M \div n$$
$$= 14 \div 26$$
$$P_p = 0.54$$

ونسبة الإناث كانت

$$P_q = n_F \div n$$
$$= 12 \div 26$$
$$P_q = 0.46$$

جدول (7.11)

المشارك	نوع الجنس	نتيجة الاختبار	$x_i - \overline{x}$	$(x_i - \overline{x})^2$
1	ذكر	6	-9.04	81.69
2	ذكر	15	-0.04	0.00
3	ذكر	8	-7.04	49.54
4	ذكر	10	-5.04	25.39
5	ذكر	6	-9.04	81.69
6	ذكر	12	-3.04	9.23
7	ذكر	7	-8.04	64.62
8	ذكر	13	-2.04	4.16
9	ذكر	13	-2.04	4.16
10	ذكر	10	-5.04	25.39
11	ذكر	18	2.96	8.77
12	ذكر	23	7.96	63.39
13	ذكر	17	1.96	3.85
14	ذكر	20	4.96	24.62
15	أنثى	14	-1.04	1.08
16	أنثى	26	10.96	120.16
17	أنثى	14	-1.04	1.08
18	أنثى	11	-4.-4	16.31
19	أنثى	29	13.96	194.92
20	أنثى	20	4.96	24.62
21	أنثى	15	0.04	0.00
22	أنثى	18	2.96	8.77
23	أنثى	9	-6.04	36.46
24	أنثى	14	-1.04	1.08
25	أنثى	21	5.96	35.54
26	أنثى	22	6.96	48.46
		$\sum x_i = 391$		$\sum (x_i - \overline{x})^2 = 934.96$

الآنَ، احسب معامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي باستخدام القيم التي تم حسابها سابقاً:

$$
\begin{aligned}
r_{pb} &= \frac{\overline{x}_p - \overline{x}_q}{s_x}\sqrt{P_p P_q} = \frac{12.71-17.75}{6.115}\sqrt{(0.54)(0.46)} \\
&= \frac{-5.04}{6.115}\sqrt{0.25} = (-8.23)(0.50) \\
r_{pb} &= -0.411
\end{aligned}
$$

تعتمد إشارة قيمة معامل الارتباط على ترتيبنا لحالتي المتغير الثنائي، وحيث إنَّ ترتيبنا كان اعتباطياً فإن الإشارة ليس لها أي دلالة؛ ومن ثَمَّ فإننا نستخدم القيمة المطلقة لمعامل ارتباط ثنائي التسلسل النقطي:

$$r_{pb} = 0.411$$

ولأنَّ عدد القيم كبير؛ فإننا سنستخدم تقريب العينات كبيرة الحجم لاختبار معنوية القيمة المحسوبة للإحصاء، وسنوجد قيمة معيارية z للبيانات وذلك باستخدام مقاربة التوزيع الطبيعي:

$$
\begin{aligned}
z^* &= r_{pb}\left[\sqrt{n-1}\right] \\
z^* &= 0.411\left[\sqrt{26-1}\right] \\
z^* &= 2.055
\end{aligned}
$$

7.5.5.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدَّد:

سيتم استخدام الجدول (B.1) في الملحق (B) لتحديد المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. ولاختبار غير مُوجَّه و $\alpha = 0.05$، فإنه يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية عندما $-1.96 \le z^* \le 1.96$.

7.5.5.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

لاحظ أن z^* تقع في الجهة الموجبة للتوزيع (2.055>1.96)، ومن ثَمَّ فإننا نرفض الفرضية الصفرية، وهذا يشير إلى أن الارتباط بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل هو حقيقي.

7.5.5.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى وجود ارتباط معنوي وضعيف إلى حد ما [١] بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل.

7.5.5.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج ارتباط ثنائي التسلسل النقطي معلومات؛ كعدد المشاركين (n)، والمتغيرينِ اللذين تمت دراسة ارتباطهما، ومعامل الارتباط (r_{pb}) ودرجة الحرية df، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة، ومتوسط قيم المتغير الثنائي لكل حالة.

قام الباحث في هذا المثال بإعادة الدراسة التي قارنت مقدرة الذكور والإناث في الإدراك والتذكُّر البصري للتفاصيل، حيث شارك في هذه التجربة أربعة عشر من الذكور ($n_M = 14$) واثنتا عشرة من الإناث ($n_F = 12$). وقد قام الباحث بقياس إدراك المشاركين البصري للتفاصيل باستخدام اختبار يتضمن 30 سؤالاً تتطلب الإجابة عنها تذكُّر المشارك تفاصيل الغرفة التي مكث فيها. وقد كانت نتيجة ارتباط ثنائي التسلسل النقطي معنوية ($r_{pb(24)} = 0.411,\ p < 0.05$). تشير هذه البيانات إلى أنه توجد علاقة متوسطة بين نوع الجنس والإدراك البصري للتفاصيل. بالإضافة إلى ذلك، فإن متوسط نتيجة اختبار الإدراك البصري للتفاصيل يشير إلى أن الذكور ($\overline{x}_M = 12.71$) تذكَّرُوا تفاصيل أقل، في حين أن الإناث ($\overline{x}_F = 17.75$) قد تذكرن تفاصيل أكثر.

(١) المترجم: من المناسب الإشارة إلى مرجعية وصف الارتباط بالضعيف.

7.5.6 مسألة مختارة عن ارتباط ثنائي التسلسل (العينات صغيرة الحجم):

يسعى قسم الأنثروبولوجيا للدراسات العليا في إحدى الجامعات لمعرفة ما إذا كان بالإمكان استخدام معدل الطلاب التراكمي (GPA) للتنبؤ بأدائهم في الاختبار الشامل المطلوب اجتيازه للتخرُّج، والذي يتم تقييمهم بطريقة اجتياز/ رسوب. وقد شارك في الاختبار الشامل في السنة الماضية ستة عشر طالباً، ورسب خمسة منهم. والمعدل التراكمي للطلاب المشاركين في الاختبار الشامل ونتيجة أدائهم في هذا الاختبار في الجدول (7.12).

ولأنَّ نتيجة أداء الطلاب في الاختبار الشامل هو متغير ثنائي متصل والمعدل التراكمي لهم هو متغير على المقياس الفتري؛ فإننا سنستخدم ارتباطاً ثنائي التسلسل.

جدول (7.12)

المشارك	نتيجة الاختبار	المعدل التراكمي
1	رسوب	3.5
2	رسوب	3.4
3	رسوب	3.3
4	رسوب	3.2
5	رسوب	3.6
6	نجاح	4.0
7	نجاح	3.6
8	نجاح	4.0
9	نجاح	4.0
10	نجاح	3.8
11	نجاح	3.9
12	نجاح	3.9
13	نجاح	4.0
14	نجاح	3.8
15	نجاح	3.5
16	نجاح	3.6

7.5.6.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد ارتباط بين المعدل التراكمي للطالب ونتيجة أدائه في الاختبار الشامل. أما فرضية البحث فتشير إلى أنه يوجد ارتباط بين المعدل التراكمي للطالب ونتيجة أدائه في الاختبار الشامل.

الفرضية الصفرية هي:

$$\rho_b = 0 \ \ : H_0$$

فرضية البحث هي:

$$\rho_b \neq 0 \ \ : H_A$$

7.5.6.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أن أي فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95 % وليس بسبب المصادفة.

7.5.6.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

كما تمت الإشارة إليه سابقاً، فقد قررنا أن نُحلِّل العلاقة بين المتغيرين. والارتباط يقدِّم لنا القوة النسبية للعلاقة بين المتغيرين. وحيث إنَّ نتيجة الطالب في الاختبار الشامل هي متغير ثنائي متصل، ومعدل الطالب التراكمي هو متغير يتبع المقياس الفتري؛ فإننا سنستخدم ارتباطاً ثنائي التسلسل.

7.5.6.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، احسب الانحراف المعياري لكل قيم بيانات متغير المقياس الفتري. ولعمل ذلك، قُم بتنظيم البيانات لإيجاد قيم المجاميع (انظر إلى الجدول 7.13):

$$\bar{x} = \sum x_i \div n$$
$$\bar{x} = 59.1 \div 16$$
$$\bar{x} = 3.69$$

جدول (7.13)

المشارك	نتيجة الاختبار	المعدل التراكمي	$x_i - \bar{x}$	$(x_i - \bar{x})^2$
1	رسوب	3.5	−0.19	0.04
2	رسوب	3.4	−0.29	0.09
3	رسوب	3.3	−0.39	0.16
4	رسوب	3.2	−0.49	0.24
5	رسوب	3.6	−0.09	0.01
6	نجاح	4.0	0.31	0.09
7	نجاح	3.6	−0.09	0.01
8	نجاح	4.0	0.31	0.09
9	نجاح	4.0	0.31	0.09
10	نجاح	3.8	0.11	0.01
11	نجاح	3.9	0.21	0.04
12	نجاح	3.9	0.21	0.04
13	نجاح	4.0	0.31	0.09
14	نجاح	3.8	0.11	0.01
15	نجاح	3.5	−0.19	0.04
16	نجاح	3.6	−0.09	0.01
		$\sum x_i = 59.1$		$\sum (x_i - \bar{x})^2 = 1.07$

$$s_x = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \overline{x})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{1.07}{16-1}} = \sqrt{0.071}$$
$$s_x = 0.267$$

احسب بعد ذلك المتوسطات والنسب لقيم المتغير الثنائي المقترنة بكل حالة. وقد كان متوسط المعدل التراكمي للطلاب الراسبين في الاختبار الشامل:

$$\overline{x}_p = \sum x_p \div n_M$$
$$= (3.5 + 3.4 + 3.3 + 3.2 + 3.6) \div 5$$
$$\overline{x}_p = 3.4$$

ومتوسط المعدل التراكمي للطلاب الناجحين في الاختبار الشامل كان:

$$\overline{x}_q = \sum x_q \div n_F$$
$$= (4.0 + 3.6 + 4.0 + 4.0 + 3.8 + 3.9 + 3.9 + 4.0 + 3.8 + 3.5 + 3.6) \div 11$$
$$\overline{x}_q = 3.8$$

ونسبة الطلاب الراسبين في الاختبار الشامل كانت:

$$P_p = n_M \div n$$
$$= 5 \div 16$$
$$P_p = 0.3125$$

ونسبة الطلاب الناجحين في الاختبار الشامل كانت:

$$P_q = n_F \div n$$
$$= 11 \div 16$$
$$P_q = 0.6875$$

الآنَ، حدِّد ارتفاع المنحنى الطبيعي y عند النقطة التي تُقسِّم النسبتين P_p و P_q. وبالرغم من أنه باستطاعتنا الرجوع لجدول هذه القيم للتوزيع الطبيعي كالجدول (B.1) في الملحق (B) لإيجاد y، إلا إننا سنقوم بحساب هذه القيمة. يمكننا أيضاً استخدام الجدول (B.1) للحصول على القيمة المعيارية z عند النقطة التي تُقسِّم النسبتين P_p و P_q، $z = 0.49$

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0.49^2/2} = \frac{1}{2.51} e^{-0.12} = (0.40)(0.89)$$

$$y = 0.3538$$

الآنَ، احسب معامل الارتباط الثنائي باستخدام القيم التي تمَّ حسابها سابقاً.

$$r_b = \left[\frac{\overline{x}_p - \overline{x}_q}{s_x} \right] \frac{P_p P_q}{y}$$

$$= \left[\frac{3.4 - 3.8}{0.267} \right] \frac{(0.3125)(0.6875)}{0.3538} = (-1.60)(0.6072)$$

$$r_b = -0.972$$

تعتمد إشارة قيمة معامل الارتباط على ترتيبنا لحالتي المتغير الثنائي، وبفحص سريع لمتوسطي المتغير الثنائي للحالتين معاً، فإنه يشير إلى أن المعدل التراكمي للطلاب الراسبين في الاختبار الشامل هو أقل من نظيره للطلاب المجتازين للاختبار الشامل؛ وبالتالي فإنه ينبغي تحويل معامل ارتباط ثنائي التسلسل إلى القيمة الموجبة:

$$r_b = 0.972$$

7.5.6.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء محدَّد:

يتضمن الجدول (B.8) في الملحق (B) القيم الحرجة لمعامل ارتباط بيرسون للعزوم. ويتطلب استخدام هذا الجدول معرفة درجة الحرية، حيث إنَّ $df = n - 2$. في هذه الدراسة $n = 16$ و $df = 16 - 2$، وبالتالي فإن $df = 14$. وحيث إنَّنا نُجري اختباراً غير مُوجَّه و $\alpha = 0.05$؛ فإن القيمة الحرجة هي 0.497.

7.5.6.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إنَّ القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 0.497 والقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط هي $|r_b| = 0.972$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإنه يجب علينا ألا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أقل من القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة لمعامل الارتباط، فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

7.5.6.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير التي تشير إلى وجود ارتباط معنوي وقوي جداً بين معدل الطلاب التراكمي ونتيجة أدائهم في الاختبار الشامل.

7.5.6.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج ارتباط ثنائي التسلسل معلوماتٍ؛ كعدد المشاركين (n)، والمتغيرينِ اللذين يُدرس ارتباطهما، ومعامل الارتباط (r_b)، ودرجة الحرية df، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة، ومتوسط قيم المتغير الثنائي لكل حالة.

قام الباحث في هذا المثال بمقارنة المعدل التراكمي لطلاب الدراسات العليا في الأنثروبولوجيا الذين اجتازوا الاختبار الشامل مع نظرائهم الذين رسبوا في هذا الاختبار. رسب خمسة طلاب في الاختبار الشامل ($n_F = 5$)، واجتاز 11 طالباً الاختبار ($n_P = 11$). قارن الباحث بين المعدل التراكمي للطلاب وأدائهم في الاختبار

الشامل [١]، حيث كانت نتيجة ارتباط ثنائي التسلسل معنوية $(r_{b(14)} = 0.972,\ p < 0.05)$. وهذه البيانات تشير إلى أنه توجد علاقة قوية بين المعدل التراكمي للطلاب ونتيجة أدائهم في الاختبار الشامل. وبالإضافة إلى ذلك، فإن متوسط المعدل التراكمي للطلاب الذين رسبوا في الاختبار الشامل $(\overline{x}_{failure} = 3.4)$ وللذين اجتازوا الاختبار $(\overline{x}_{passing} = 3.8)$، وهو ما يشير إلى أن العلاقة هي ارتباط مباشر.

7.5.7 إجراء ارتباط ثنائي التسلسل باستخدام SPSS:

لا يحسب برنامج SPSS معامل ارتباط ثنائي التسلسل، ولإجراء ذلك اقترح Field (2005) استخدام برنامج SPSS لإيجاد ارتباط بيرسون للعزوم (كما تمَّ شرحه سابقاً)، وبعد ذلك يتم تطبيق الصيغة الرياضية (7.13)، ولكننا نُوصي باستخدام جدول إلكتروني (Spreadsheet) بالإجراء الذي تمَّ شرحه لإيجاد ارتباط ثنائي التسلسل للعينة، حيث إنَّ الإجراء المقترح بواسطة فيلد يُعطي فقط القيمة التقريبية لمعامل ارتباط ثنائي التسلسل.

7.6 أمثلة من الأدبيات البحثية:

نعرض هنا مجموعةً من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تمَّ شرحها في هذا الفصل، حيث قُمنا بتلخيص المشكلة البحثية لكل دراسة بحثية والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً. وفي حال إذا ما كنتَ مهتماً بنتائج هذه الدراسات فنحن نُشجِّعك على الاطلاع على هذه الدراسات.

قام Greiner وSmith (2006) بدراسة العوامل التي قد تكون مؤثرةً على الاحتفاظ بالمعلمين. وعندما قام الباحثان بدراسة العلاقة بين الاختبار المهني المفروض على معلمي ولاية تكساس والاحتفاظ بالمعلمين، استخدما ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي. وحيث إنَّ الاحتفاظ بالمعلم تمَّ قياسه كمتغير ثنائي منفصل، فقد استخدم الباحثان ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي.

درس كلٌّ من Blumberg وSokol (2004) فروقات إستراتيجية الإدراك بين نوعي الجنس للأطفال من الصف الثاني إلى الصف الخامس الابتدائي المستخدمة

---

(١) المترجم: هذه العبارة ليست دقيقة. الدراسة لا تقارن المتغيرين بل تدرس العلاقة بينهما.

خلال تعلُّمهم ألعاب الفيديو. في أثناء الدراسة تمَّ تصنيف المشاركين فيها كلاعب منتظم (Frequent Player) ولاعب غير منتظم، وتمَّ ربط هذا التصنيف مع مستوى الأداء للعبة. وحيث إنَّ مدى انتظام اللاعب كان متغيراً ثنائياً منفصلاً، فقد اختار الباحثان ارتباطاً ثنائي التسلسل النقطي.

قام McMillian وآخرون (2006) بدراسة آراء الممرضات الإناث المسجلات تجاه الممرضين الذكور، حيث قام الباحثون بإجراء عدة تحليلات باستخدام عدة اختبارات إحصائية. وفي أحد التحليلات استخدم الباحثون ارتباط سبيرمان الرتبي لدراسة العلاقة بين إجابات سكان البلدة والمشاركات لقياس الآراء وَفق أداة مُصمَّمة لقياس الآراء، حيث إنَّ هذه الأداة كانت أداةً معدلَّةً لقياس مستوى الآراء وَفق نوع الجنس. ويوضِّح المشاركون مدى موافقتهم من عدمها على العبارات باستخدام مقياس ليكرت الرباعي. تم اختيار ارتباط سبيرمان الرتبي بسبب أن أداة قياس الآراء تمَّ إعدادها على مقياس رتبي.

درس Fitzgerald وآخرون (2007) صلاحيةَ أداة قياس مُصمَّمة لقياس أداء أطباء تحت التدريب في العلاج الطبيعي، حيث قام الباحثون باستخدام تحليل الارتباط لدراسة العلاقة بين مقياسين للجدارة الإكلينيكية. وحيث إنَّ أحد المقياسين كان رتبياً فقد استخدم الباحثون ارتباط سبيرمان الرتبي.

قام Flannelly وآخرون (2005) بمراجعة الأدبيات البحثية للدراسات التي تهتم بدراسة تأثير الدين على استخدام التبغ لدى المراهقين. وقد استخدم الباحثون ارتباطاً ثنائي التسلسل لمقارنة نتيجة التأثير في تلك الدراسات (وجود تأثير من عدمه) مع حجم العينة.

7.7 ملخص:

إن العلاقة بين متغيرين من الممكن إيجادها بتحليل الارتباط، وعندما يكون أحد هذه المتغيرات رتبياً أو ثنائياً فإن الارتباط اللامعلمي سيكون مفيداً. ويُستخدم ارتباط سبيرمان الرتبي الذي يُدعى أيضاً سبيرمان ρ ، لإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يكون من ضمنها متغيرات رتبية. يُستخدم الارتباط ثنائي التسلسل النقطي والارتباط ثنائي التسلسل لإيجاد العلاقة بين المتغيرات إذا كان أحدها متغيراً ثنائياً، والارتباط المعلمي المقابل لهذين الارتباطين هو ارتباط بيرسون للعزوم.

قمنا في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير ارتباط سبيرمان الرتبي وارتباط ثنائي التسلسل النقطي وارتباط ثنائي التسلسل. بالإضافة إلى ذلك، قُمنا بشرح كيفية تنفيذ هذه الإجراءات باستخدام برنامج SPSS، وأخيراً عرضنا عدة أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية. سيتناول الفصل القادم مقارنة بيانات على المقياس الاسمي (Nominal Scale).

7.8 تمارين:

١. أراد قسم الأعمال في إحدى الكليات الصغيرة أن يقارن [١] ترتيب خريجي برنامج الماجستير في إدارة الأعمال في الدفعة مع رواتبهم في السنة الخامسة عند توظُّفهم. تظهر البيانات التي قام القسم بجمعها في الجدول (7.14). قارن ترتيب الخريجين مع رواتبهم في السنة الخامسة.

استخدِم ارتباط سبيرمان الرتبي غير الموجه مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كان هناك علاقة موجودة بين المتغيرين، واكتُبِ النتائجَ.

جدول (7.14)

ترتيب الخريج	راتب السنة الخامسة ($)
1	83,450
2	67,900
3	89,000
4	80,500
5	91,000
6	55,440
7	101,300
8	50,560
9	76,050

(١) المترجم: هذه العبارة ليست دقيقة. المقصود هنا دراسة العلاقة بينهما وليس مقارنتهما.

٢. قام الجيش الأمريكي بالتعاقد مع أحد الباحثين لغرض تقييم مدى إدراك الجنود لفاعلية برنامج تدريبي جديد. وبمشاركة خمسة عشر جندياً، استخدَم الباحث مسحاً لقياس إدراك الجنود لفاعلية البرنامج. وقد تمَّ في هذا المسح استخدام مقياس ليكرت الخماسي الذي يتدرج من 5 = موافق بشدة إلى 1 = غير موافق بشدة. قارِن متوسط درجة المسح للجندي المشارك في الدراسة مع سنوات خدمته في الجيش باستخدام البيانات في الجدول (7.15).

استخدِم ارتباط سبيرمان الرتبي غير الموجه مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كانت هناك علاقة موجودة بين المتغيرين، واكتبِ النتائجَ.

جدول (7.15)

متوسط درجة المسح	سنوات الخدمة
4.0	18
4.0	15
2.4	2
4.2	13
3.4	4
4.0	10
5.0	24
1.8	4
3.2	9
2.5	5
2.5	3
3.0	8
3.6	16
4.6	14
4.8	12

٣. يسعى مدرس مادة التاريخ للمرحلة المتوسطة إلى أن يحدِّد فيما إذا كان هناك علاقة بين نوع الجنس ومعرفة التاريخ لدى طلاب الصف الثامن الموهوبين. أجرى المدرس اختباراً مكوناً من 50 سؤالاً في بداية العام الدراسي لستة عشر طالباً موهوباً من الصف الثامن، وتظهر درجات الطلاب في الجدول (7.16).

استخدِم الارتباط ثنائي التسلسل النقطي غير الموجه مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كان هناك علاقة موجودة بين المتغيرين، واكتب النتائجَ.

جدول (7.16)

المشارك	نوع الجنس	درجة الاختبار
1	ذكر	44
2	ذكر	30
3	ذكر	50
4	ذكر	33
5	ذكر	37
6	ذكر	35
7	ذكر	36
8	أنثى	29
9	أنثى	39
10	أنثى	33
11	أنثى	50
12	أنثى	45
13	أنثى	37
14	أنثى	30
15	أنثى	34
16	أنثى	50

٤. يسعى باحث لمعرفة ما إذا كان هناك علاقة بين الفقر واحترام الذات. وقد تمَّ استخدام مستوى الدخل لتصنيف 18 مشاركاً دون خط الفقر أو فوق خط الفقر، وكذلك أجاب المشاركون عن مسح مكوَّن من 20 سؤالاً؛ وذلك لقياس مستوى احترام الذات لديهم. يعرض الجدول (7.17) درجات المسح للمشاركين.

جدول (7.17)

المشارك	مستوى الفقر	درجة المسح
1	فوق	15
2	فوق	19
3	فوق	15
4	فوق	20
5	فوق	7
6	فوق	12
7	فوق	3
8	فوق	15
9	دون	9
10	دون	5
11	دون	13
12	دون	13
13	دون	11
14	دون	10
15	دون	8
16	دون	9
17	دون	10
18	دون	17

7.9 حلول التمارين:

1. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (7.3).
لا تشـــير نتائج ارتباط ســـبيرمان الرتبي $(r_s = -0.217,\ p > 0.05)$ إلى نتائج معنوية. وبالتالي، فإنه وفقاً لهذه البيانات نســـتطيع أن نقول إنه لا توجد علاقة واضـــحة [1] بين ترتيب الخريج بالنســـبة للخريجين الآخرين ورواتبهم خلال السنة الخامسة في الوظيفة.

2. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (7.4).
تشـير نتائج ارتباط ســبيرمان الرتبي $(r_s = 0.806,\ p < 0.05)$ إلى نتائج معنوية. وبالتالي فإنه وفقاً لهذه البيانات نستطيع القول إنه توجد علاقة قوية بين درجات المســح للجنود المتعلقة بفاعلية البرنامج التدريبي الجديد وســنوات الخدمة في الجيش.

3. لا تشير نتائج ارتباط ثنائي التسلسل النقطي $(r_{pb} = 0.047,\ p > 0.05)$ إلى نتائج معنوية، ومن ثَمَّ فإنه وفقاً لهذه البيانات نســـتطيع أن نقول إنه لا توجد علاقة واضحة بين نوع الجنس لطلاب الصف الثامن الموهوبين ودرجاتهم في اختبار معرفة التاريخ الذي أجراه المدرس.
4. نتائج ارتباط ثنائي التسـلسـل $(r_b = 0.372,\ p > 0.05)$ لا تشـير إلى نتائج معنوية. وبالتالي، فإنه وفقاً لهذه البيانات نسـتطيع القول إنه لا توجد علاقة واضـحة بين مستوى الفقر واحترام الذات.

---

(١) المترجم: تم إجراء اختبار الارتباط، وبالتالي فالأنســـب أن تُصـــاغ النتيجة من حيث وجود الارتباط من عدمه وليس العلاقة بشكل عام.

Correlations

			Class_Rank	Fifth_Yr_Salary
Spearman's rho	Class_Rank	Correlation Coefficient	1.000	-.217
		Sig. (2-tailed)	.	.576
		N	9	9
	Fifth_Yr_Salary	Correlation Coefficient	-.217	1.000
		Sig. (2-tailed)	.576	.
		N	9	9

مخرجات SPSS (7.3)

Correlations

			Survey_Score	Years_of_Service
Spearman's rho	Survey_Score	Correlation Coefficient	1.000	.806**
		Sig. (2-tailed)	.	.000
		N	15	15
	Years_of_Service	Correlation Coefficient	.806**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.000	.
		N	15	15

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

مخرجات SPSS (7.4)

الفصل الثامن

اختبارات بيانات المقياس الاسمي: اختبار مربع كاي واختبار فيشر المضبوط

8.1 الأهداف:

سوف تتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تقوم بـإجراء اختبـار مربع كـاي لجودة المطـابقـة (Chi Square Goodness of Fit Test).
- كيف تقوم بإجراء اختبار مربع كاي لجودة المطابقة باســتخدام برنامج SPSS.
- كيف تقوم بإجراء اختبار مربع كاي للاســتقلالية (Chi Square Test for Independence).
- كيف تقوم بإجراء اختبار مربع كاي للاستقلالية باستخدام برنامج SPSS.
- كيف تقوم بإجراء اختبار فيشر المضبوط (Fisher Exact Test).
- كيف تقوم بإجراء اختبار فيشر المضبوط باستخدام برنامج SPSS.

8.2 مقدمة:

من الأفضل في بعض الأوقات أن يتم جَمْع أو نقل البيانات اسمياً (Nominally) أو نوعياً (Categorically)، حيث يتم عرض هذه البيانات كعدد مرات وقوع حدث معين أو حالة معينة. في مثل هذه الحالات، قد يهمك تحديد ما إذا كانت مجموعة بيانات من العد (Counts) أو التكرارات (Frequencies) تماثل إحصائياً مجموعة معروفة أو متوقعة، أو ربما تريد تحديد ما إذا كانت هناك فئتان أو أكثر مستقلتان إحصائياً (Statistically Independent). يمكننا في الحالتين استخدام إجراء لامعلمي (Nonparametric Procedure) لتحليل البيانات الاسمية (Nominal Data).

سنقوم في هذا الفصل بعرض ثلاثة إجراءات لفحص البيانات الاسمية: مربع كاي (χ^2) لجودة المطابقة، واختبار χ^2 للاستقلالية، واختبار فيشر المضبوط. وسنقوم

أيضاً بشرح كيفية القيام بهذه الإجراءات باستخدام برنامج SPSS. أخيراً، سنعرض أمثلةً متنوعة لهذه الإحصاءات اللامعلمية من الأدبيات البحثية.

8.3 اختبار χ^2 لجودة المطابقة:

عند إجراء البحوث فإن بعض الحالات تتضمن اختباراً وأسئلةً متعلقة بمقارنة تكرارات ونسب (Proportions) لتوزيع ما. تتضمن بعض الأمثلة مقارنة عدد طبيبات الأطفال الإناث مع أطباء الأطفال الرجال، أو بحث التغيرات المعنوية في نسبة الطلاب الذين يلتحقون بمسابقة الكتابة لمدة خمس سنوات، أو تحليل تفضيل الزبائن ما بين ثلاثة أنواع من الحلويات. تتضمن جميع الأمثلة الثلاثة سؤالاً عن نسبة ما في المجتمع (Population).

عند مقارنة النسب فإننا لا نستخدم رقماً عددياً كمقياس لكل مفردة في المجتمع، بل إننا نُصنِّف كل مفردة في فئة ما (Category). وبعد ذلك نتعرف على نسبة مفردات المجتمع في كل فئة من فئات التصنيف. إن اختبار χ^2 لجودة المطابقة مُصمَّم ليقدِّم إجابات على مثل هذا النوع من الأسئلة. إن اختبار χ^2 لجودة المطابقة يُستخدم بيانات العينة لاختبار الفرضية (Hypothesis) المتعلقة بنسب توزيع المجتمع، حيث إنَّ الاختبار يُحدِّد مدى مطابقة نسب العينة للنسب المحددة في الفرضية الصفرية (Null Hypothesis).

8.3.1 حساب إحصاء اختبار χ^2 لجودة المطابقة:

يُستخدم اختبار χ^2 لجودة المطابقة لتحديد مدى مطابقة نسب أو تكرارات عينة توزيع ما لنسب أو تكرارات المجتمع التي تمَّ تحديدها في الفرضية الصفرية، حيث إنَّه من الممكن استخدام إحصاء χ^2 عندما تكون المقارنة تتضمن فئتين أو أكثر. تُعرف الصيغة الرياضية (8.1) ببيرسون χ^2 (Pearson's χ^2) وتُستخدم لتحديد إحصاء χ^2 :

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} \qquad (8.1)$$

حيث f_o هي التكرار المحسوب (Observed Frequency) (من البيانات)، و f_e هي التكرار المتوقع (Expected Frequency) (من الفرضية).

استخدِم الصيغة الرياضية (8.2) لتحديد التكرار المتوقع f_e:

$$f_e = P_i n \quad (8.2)$$ [١]

حيث P_i هي نسبة تكرار الفئة إلى الفئات الأخرى، و n هي حجم العينة لجميع الفئات، و $\sum f_o = n$ [٢].

استخدِم الصيغة الرياضية (8.3) لتحديد درجة الحرية (Degrees of Freedom) لاختبار χ^2:

$$df = C - 1 \quad (8.3)$$

حيث إنَّ C هي عدد الفئات.

8.3.2 مسألة مختارة عن اختبار χ^2 لجودة المطابقة (تكرارات الفئات متساوية):

تُجري شركة تسويق دراسة لمعرفة ما إذا كان هناك تفضيل ذو معنوية لنوع مُحدَّد من الدجاج الذي يُقدَّم كوجبة سريعة. المجموعة المستهدفة للدراسة هم طلاب الكلية، والافتراض في بداية الدراسة هو أنه لا يوجد تفضيل لنوع معين من الدجاج.

أنواع الدجاج التي تتم مقارنتها هي: شطيرة الدجاج، شرائح الدجاج، قطع الدجاج، وتاكو الدجاج.

---

(١) المترجم: الصيغة في صورتها الدقيقة ينبغي أن تكون $f_{ei} = P_i n$

(٢) المترجم: من السهل إثبات هذه الصيغة بحساب المجموع لطرفي الصيغة (8.2)، حيث $\sum f_{ei} = \sum P_i n = n \sum P_i = n(1) = n$.

كان حجم العينة لهذه الدراسة $n = 60$، والبيانات في الجدول (8.1) تُمثِّل التكرارات المحسوبة لستين مشاركاً تمَّ إجراء المسح عليهم في مطاعم الوجبات السريعة.

جدول (8.1)

فطيرة الدجاج	شرائح الدجاج	قطع الدجاج	تاكو الدجاج
10	25	18	7

نريد تحديد ما إذا كان هناك تفضيل لنوع معين من الأنواع الأربعة لوجبات الدجاج السريعة التي تم شراؤها من قِبل طلاب الكلية. وحيث إنَّ البيانات تحتاج فقط أن يتم تصنيفها في فئات، ولا توجد حاجة لحساب كلٍّ من متوسط العينة ومجموع المربعات، فإنه يمكننا استخدام اختبار χ^2 لجودة المطابقة لاختبار البيانات اللامعلمية.

8.3.2.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد فرق في التفضيل بين الفئات المختلفة، وأن نسب أو تكرار المشاركين في الدراسة الذين يختارون كلَّ نوع من وجبات الدجاج السريعة متساوية. أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فتشير إلى أن هناك نوعاً واحداً أو أكثر من وجبات الدجاج السريعة يُفضِّله طلاب الكلية على الأنواع الأخرى.

الفرضية الصفرية هي:

H_0: لا يوجد تفضيل لنوع معين من وجبات الدجاج السريعة بين مجتمع طلاب الكلية؛ ومن ثَمَّ فإنه غالباً يتم اختيار الأنواع الأربعة لوجبات الدجاج السريعة بالتساوي، ونسب توزيع المجتمع تكون كما في الجدول (8.2).

جدول (8.2)

فطيرة الدجاج	شرائح الدجاج	قطع الدجاج	تاكو الدجاج
25%	25%	25%	25%

فرضية البحث هي:

H_A : هناك نوعٌ واحدٌ على الأقل من وجبات الدجاج السـريعة يُفضِّـله مجتمع طلاب الكلية على الأنواع الأخرى.

8.3.2.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتمُّ عادة اختيار مستوى الخطر (Level of Risk) الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أنَّ أي فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

8.3.2.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع البيانات من 60 طالب كلية من الذين يتناولون وجبات الدجاج السريعة، وتم سؤال كل طالب من هؤلاء عن أي نوع من وجبات الدجاج السريعة التي يتناولها، ومن ثَمَّ رُصِدت الإجابة في الفئة المناسبة. تتألف البيانات النهائية من التكرارات الخاصة بكل نوع من الأنواع الأربعة لوجبات الدجاج السريعة، وهذه البيانات النوعية التي يتم تمثيلها بتكرارات أو نسب يتم تحليلها باستخدام اختبار χ^2 لجودة المطابقة.

8.3.2.4 احسب إحصاء الاختبار:

ارصد أولاً التكرارات المحسوبة f_o للستين طالباً المشاركين في الدراسة. واستخدِم هذه البيانات لعمل جدول التكرارات المحسوبة كما هو واضح في الجدول (8.3).

جدول (8.3)

	فطيرة الدجاج	شرائح الدجاج	قطع الدجاج	تاكو الدجاج
التكرارات المحسوبة	10	25	18	7

احسِب بعد ذلك التكرارات المتوقعة لكل فئة. وفي هذه الحالة، فإن التكرارات المتوقعة f_e ستكون متساويةً لجميع الفئات الأربع؛ وذلك بسبب أن مشكلة البحث تفترض أن جميع الفئات متساوية.

$$f_e = P_i n = \frac{1}{4}(60)$$
$$f_e = 15$$

الجدول (8.4) يعرض التكرارات المتوقعة لكل فئة.

جدول (8.4)

	فطيرة الدجاج	شرائح الدجاج	قطع الدجاج	تاكو الدجاج
التكرارات المتوقعة	15	15	15	15

وباستخدام قيم كلٍّ من التكرارات المحسوبة وكذلك التكرارات المتوقعة، فإنه يمكننا حساب إحصاء χ^2 كالتالي:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

$$= \frac{(10-15)^2}{15} + \frac{(25-15)^2}{15} + \frac{(18-15)^2}{15} + \frac{(7-15)^2}{15}$$

$$= \frac{(-5)^2}{15} + \frac{(10)^2}{15} + \frac{(3)^2}{15} + \frac{(-8)^2}{15}$$

$$= \frac{25}{15} + \frac{100}{15} + \frac{9}{15} + \frac{64}{15}$$

$$= 1.67 + 6.67 + 0.60 + 4.27$$

$$\chi^2 = 13.21$$

8.3.2.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

قبل استخدام جدول القيم الحرجة (Critical Values)، يجب علينا أن نُحدِّد درجة الحرية *df*. في مثالنا هذا يوجد أربع فئات C=4، وبالتالي حتى نُوجِد درجة الحرية نستخدم $df = C - 1 = 4 - 1$، وبالتالي فإن $df = 3$.

نستخدم الآنَ الجدول (B.2) في الملحق (B)، والذي يتضمن القيم الحرجة لتوزيع χ^2. يتم إيجاد القيمة الحرجة في جدول χ^2 لثلاث درجات حرية $df = 3$، وحيث إنَّنا نختار $\alpha = 0.05$ فإن القيمة الحرجة هي 7.81. عندما تكون القيمة المحسوبة أكبر من أو تساوي 7.81؛ فإن هذا يعني أننا سنرفض الفرضية الصفرية.

8.3.2.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 7.81، والقيمة المحسوبة هي $\chi^2 = 13.21$. إذا كانت القيمة الحرجة أقلَّ من أو تساوي القيمة المحسوبة، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. ولأنَّ القيمة الحرجة أقل من القيمة المحسوبة؛ فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية.

لاحظ أنه عند اختيار $\alpha = 0.01$ فإن القيمة الحرجة هي 11.34. وحيث إنَّ القيمة المحسوبة 13.21 لا تزال أكبر قيمةً من 11.34؛ فإن البيانات تشير إلى أن النتائج معنوية بشكل كبير.

8.3.2.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهذا يشير إلى وجود فرق حقيقي بين خيارات وجبات الدجاج السريعة المفضَّلة لدى طلاب الكلية. وبالتحديد فإن البيانات تُظهِر أن القسم الأكبر من الطلاب يفضِّلون شرائح الدجاج، وقسم قليل فقط يُفضِّلون دجاج التاكو.

8.3.2.8 كتابة النتائج:

ينبغي عند كتابة نتائج اختبار χ^2 لجودة المطابقة أن تتضمن معلومات؛ كعدد المشاركين في العينة، وعدد مَن تمَّ تصنيفهم في كل فئة. وفي بعض الحالات، تكون الأعمدة البيانية (Bar Graphs) طريقة جيدة لعرض البيانات. إضافةً إلى ذلك، اذكر قيمة إحصاء χ^2 ، ودرجة الحرية، وعلاقة القيمة الاحتمالية p $(p-value)$ بقيمة α المختارة. عدد الطلاب في هذه الدراسة الذين تناولوا كلَّ نوع من وجبات الدجاج السريعة ينبغي تمثيله، إما في جدول أو بيانياً بواسطة الأعمدة البيانية. ينبغي أيضاً الإشارة إلى القيمة الاحتمالية $p < 0.01$ مع البيانات لإظهار درجة أو مستوى معنوية χ^2 .

تم في هذا المثال مسح 60 من طلاب الكلية، لتحديد أي نوع من وجبات الدجاج السريعة يتناولها الطلاب. إن الأنواع الأربعة من وجبات الدجاج السريعة هي: فطيرة الدجاج، وشرائح الدجاج، وقطع الدجاج، ودجاج التاكو. وقد كانت خيارات الطلاب هي 10 و25 و8 و7 على الترتيب. وقد كان اختبار χ^2 لجودة المطابقة معنوياً $(\chi^2_{(3)} = 13.21, p < 0.01)$. وفقاً لهذه النتائج، فإن القسم الأكبر من الطلاب يُفضِّلون شرائح الدجاج، في حين أن قسماً قليلاً يُفضِّلون دجاج التاكو.

8.3.3 مسألة مختارة عن اختبار χ^2 لجودة المطابقة (تكرارات الفئات غير متساوية):

في بعض الحالات، وعندما يتمُّ إجراء البحث عن موضوع، يكون هناك أساس أو معرفة سابقة بأن التكرارات المتوقعة للفئات غير متساوية. وفي هذه الحالة، فإن الفرضية الصفرية ستشير إلى تكرارات مختلفة للفئات وفقاً للقيم المتوقعة. غالباً يتمُّ الحصول على هذه القيم من بيانات سابقة تمَّ جمعها في أثناء إجراء دراسات مشابهة.

في هذه الدراسة، يستخدم نظام مدرسة ثلاثة برامج مختلفة للياقة البدنية لسبب يتعلق بمتطلبات الجدولة. يقوم باحث بدراسة تأثير هذه البرامج الثلاثة على أداء طلاب الصف العاشر في جري ميل واحد. والبرامج الثلاثة في اللياقة البدنية والمتبعة في نظام المدرسة سيتم وصفها كما يلي.

- برنامج 1: يُقدِّم تثقيفاً صحياً وتربيةً بدنية لمدة 9 أسابيع بالتناوب، وذلك بأن يكون هناك 9 أسابيع متواصلة للتثقيف الصحي، ثم 9 أسابيع متواصلة للتربية البدنية.
- برنامج 2: يُقدِّم تثقيفاً صحياً وتربيةً بدنيةً يومياً، وذلك بأن يكون هناك 30 دقيقة للصحة، و10 دقائق تكون وقتاً لتغيير الملابس، و50 دقيقة تكون للنشاط البدني الفعلي.
- برنامج 3: يُقدِّم تثقيفاً صحياً وتربيةً بدنية لمدة أسبوع واحد بالتناوب، وذلك بأن يكون هناك أسبوعٌ للتثقيف الصحي، وأسبوعٌ للتربية البدنية.

باستخدام الطلاب المشاركين في البرامج الثلاثة، يقوم الباحث بمقارنة هذه البرامج وفقاً لأدائهم في الجري لميل واحد، حيث قام الباحث بتسجيل البرنامج الذي يحصل فيه كل طالب مشارك على أعلى فائدة. وقد شارك في البرامج الثلاثة مائتان وخمسون طالباً، ونتيجة أدائهم تمَّ تسجيلها كما تظهر في الجدول (8.5).

جدول (8.5)

برنامج 1	برنامج 2	برنامج 3
110	55	85

نريد أن نُحدِّد ما إذا كان التوزيع التكراري (Frequency Distribution) للحالة السابقة مختلفاً عنه في الدراسات السابقة. وحيث إنَّ البيانات تحتاج فقط إلى أن يتم تصنيفها في فئات، ولا توجد حاجة لحساب كلٍّ من متوسط العينة ومجموع المربعات؛ فإنه يمكننا استخدام اختبار χ^2 لجودة المطابقة لاختبار البيانات اللامعلمية.

8.3.3.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أن نسب الطلاب المستفيدين بشكل أكثر من كل برنامج من البرامج الثلاثة تكون وفقاً للنسب من الدراسة السابقة، ويعرض الجدول (8.6) التكرارات المتوقعة غير المتساوية للفرضية الصفرية. أما فرضية البحث فتشير إلى أن نسبة أو تكرار فئة واحدة على الأقل من الفئات الثلاث تكون مختلفةً عما هي في الفرضية الصفرية.

الفرضية الصفرية هي:

H_0: نسب الفئات لا تختلف عن النسب المحددة سابقاً كما في الجدول (8.6).

فرضية البحث هي:

H_A: توزيع المجتمع له شكل مختلف عما هو مُحدَّد في الفرضية الصفرية.

جدول (8.6)

برنامج 1	برنامج 2	برنامج 3
%32 (١)	% 22	%45

(١) المترجم: مجموع النسب يساوي ٩٩%، وهذا ربما يعود للتقريب.

8.3.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. وسنستخدم في هذا المثال $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أن أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

8.3.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمَّ جمع بيانات أداء 250 طالباً من الصف العاشر في الجري لميل واحد، والذين شاركوا في نظام مدرسة يتكون من ثلاثة برامج للصحة والتربية البدنية، حيث تمَّ تصنيف كل طالب من هؤلاء في البرنامج الذي استفاد منه بشكل أكبر. وتتألف البيانات النهائية من التكرارات الخاصة بكل برنامج من البرامج الثلاثة، حيث إنَّ هذه البيانات النوعية التي يتم تمثيلها بتكرارات أو نسب يتم تحليلها باستخدام اختبار χ^2 لجودة المطابقة.

8.3.3.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، ارصد التكرارات المحسوبة للمائتين وخمسين طالباً المشاركين في الدراسة، وهذا تمَّ عمله من قِبل الباحث. استخدِم هذه البيانات لعمل جدول التكرارات المحسوبة كما هو واضح في الجدول (8.7).

جدول (8.7)

	برنامج 1	برنامج 2	برنامج 3
التكرارات المحسوبة	110	55	85

احسِبْ بعد ذلك التكرارات المتوقعة لكل فئة. وفي هذه الحالة، فإن التكرارات المتوقعة ستكون مختلفةً لكل فئة، حيث إنَّ كلَّ واحدٍ منها سيكون وفقاً لما هو وارد في الفرضية الصفرية:

$$f_{ei} = P_i n$$

للبرنامج 1: $f_e = 0.32(250) = 80$

للبرنامج 2: $f_e = 0.22(250) = 55$

للبرنامج 3: $f_e = 0.46(250) = 115$

يعرض الجدول (8.8) التكرارات المتوقعة لكل فئة. وباستخدام قيم كلٍّ من التكرارات المحسوبة وكذلك التكرارات المتوقعة التي تم حسابها سابقاً لحساب إحصاء χ^2 كالتالي:

$$
\begin{aligned}
\chi^2 &= \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} \\
&= \frac{(110-80)^2}{80} + \frac{(55-55)^2}{55} + \frac{(85-115)^2}{115} \\
&= \frac{30^2}{80} + \frac{0^2}{55} + \frac{(-30)^2}{115} \\
&= 11.25 + 0 + 7.83 \\
\chi^2 &= 19.08
\end{aligned}
$$

جدول (8.8)

	برنامج 1	**برنامج 2**	**برنامج 3**
التكرارات المتوقعة	80	55	115

8.3.3.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

قبل استخدام جدول القيم الحرجة، يجب علينا أن نُحدِّد درجة الحرية df. يوجد في هذا المثال أربع [١] فئات، $C = 3$، ومن ثَمَّ فلكي نُوجِدَ درجة الحرية نستخدم $df = C - 1 = 3 - 1$، وبالتالي فإن $df = 2$.

نستخدم الآنَ الجدولَ (B.2) في الملحق (B)، والذي يتضمن القيمَ الحرجة لتوزيع χ^2. يتم إيجاد القيمة الحرجة في جدول χ^2 لدرجات حرية $df = 2$، وحيث إنَّنا نختار $\alpha = 0.05$ فإن القيمة الحرجة هي 5.99. عندما تكون القيمة المحسوبة أكبر من 5.99 [٢] فإن هذا يعني أننا سنرفض الفرضية الصفرية.

8.3.3.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 5.99، والقيمة المحسوبة هي $\chi^2 = 19.08$. إذا كانت القيمة الحرجة أقلَّ من أو تساوي القيمة المحسوبة، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أقل من القيمة المحسوبة، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية.

لاحظ أنه عند اختيار $\alpha = 0.01$ فإن القيمة الحرجة هي 9.21، وحيث إنَّ القيمة المحسوبة 19.08 لا تزال أكبر من القيمة الحرجة، فإن البيانات تشير إلى أن النتائج معنوية بشكل كبير.

8.3.3.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى وجود فرق حقيقي بين تأثير برامج الصحة والتربية البدنية على أداء الطلاب في جري الميل الواحد مقارنةً مع البحوث الموجودة. وبمقارنة التكرارات المتوقعة من الدراسة السابقة مع التكرارات

---

(١) المترجم: الصحيح هو ثلاث فئات.
(٢) المترجم: نرفض الفرضية الصفرية عندما تكون القيمة المحسوبة أكبر من أو تساوي 5.99.

المحسوبة للدراسة الحالية، يمكننا ملاحظة أن نتيجة البرنامج (2) لم تتغير، وكان الأقل تأثيراً بين البرامج الأخرى في الحالتين. أما البرنامج (1) فقد أصبح أكثر تأثيراً، والبرنامج (3) أصبح أقل تأثيراً.

8.3.3.8 كتابة النتائج:

ينبغي أن تتضمن كتابة نتائج اختبار χ^2 لجودة المطابقة معلوماتٍ؛ كعدد المشاركين في العينة، وعدد مَن تمَّ تصنيفهم في كل فئة، والتكرارات المتوقعة المستخدمة للمقارنة. ومن المهم أيضاً توثيق مصدر التكرارات المتوقعة لدعم القرارات المبنية على الدراسة. إضافةً إلى ذلك، اذكر قيمة إحصاء χ^2، ودرجة الحرية، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة. وغالباً فإنه من المُفضَّل تقديم الأعمدة البيانية (Bar Graph) لعرض التكرارات المحسوبة والمتوقعة في الدراسة. وينبغي أيضاً الإشارة إلى القيمة الاحتمالية لهذه الدراسة، $p < 0.01$ مع البيانات [1] وذلك لإظهار درجة أو مستوى معنوية χ^2.

شارَك في هذا المثال 250 طالباً من الصف العاشر في ثلاثة برامج للصحة والتربية البدنية. وباستخدام الأداء في جري الميل الواحد، فإنه تمَّ مقارنة برنامج الطلاب ذي الفائدة الأعلى مع نتائج البحث السابق. وقد كان اختبار χ^2 لجودة المطابقة معنوياً $(\chi^2_{(2)} = 19.08, p < 0.01)$. وفقاً لهذه النتائج، فإن البرنامج (2) كان الأقل تأثيراً بين البرامج الأخرى في الحالتين حيث لا يوجد فرق بين الاثنين. أما البرنامج (1) فقد أصبح أكثر تأثيراً، والبرنامج (3) أصبح أقل تأثيراً.

8.3.4 إجراء اختبار χ^2 لجودة المطابقة باستخدام SPSS:

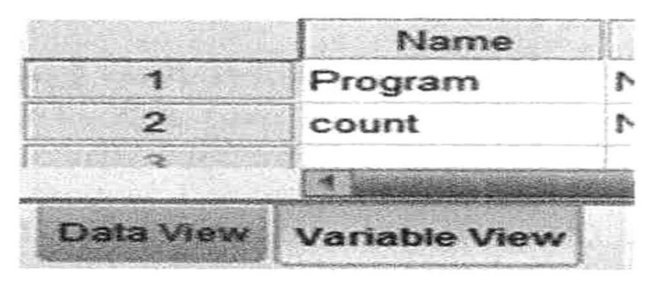
سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

---

(1) المترجم: المقصود هنا بيانات النتائج وليس بيانات الدراسة.

8.3.4.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة (انظر إلى الشكل 8.1). يتطلب اختبار χ^2 لجودة المطابقة متغيرين: المتغير الأول لغرض تعريف الفئات، والمتغير الثاني لغرض تعريف التكرارات المحسوبة. اكتب أسماء هذين المتغيرين في عمود الاسم "Name"، حيث في مثالنا هذا عرَّفنا المتغيرين "Program" و"count".



شكل (8.1)

يجب عليك تعيين قيمة لتُمثِّل مرجعاً لكل فئة لمتغير التكرار المحسوب، والأسهل غالباً أن نُعيِّن قيمة عددية كاملة (Whole Number) لكل فئة. وكما يظهر في الشكل (8.2)، فإن الفئات لدينا "Program 1"، و"Program 2"، و"Program 3". أولاً، نقوم باختيار متغير "count" ثم نضغط على المربع الرمادي في حقل القيم "Values"، وبعد ذلك نقوم بتعيين القيمة 1 لتساوي "Program 1"، والقيمة 2 لتساوي "Program 2"، والقيمة 3 لتساوي "Program 3". نستخدم زر الإضافة "Add" لنقل تسميات المتغير إلى الصندوق السفلي. كرِّر هذا الإجراء لمتغير البرنامج "Program" حتى تعرض جداول المخرجات هذه التسميات.

8.3.4.2 أدخِلْ قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة. أولاً، أدخِل قيم البيانات لكل فئة باستخدام الأرقام الكاملة التي قُمت بتعيينها لتمثيل الفئات. وكما يظهر

في الشكل (8.3) فقد قُمنا بإدخال القيم "1" و"2" و"3" في متغير البرنامج "Program"، وبعد ذلك، أدخِل قيم التكرارات المحسوبة بجانب قيم الفئات المناسبة. قُمنا في مثالنا الحالي بإدخال التكرارات المحسوبة "110" و"55" و"85".

8.3.4.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

أولاً، استخدِم أمر حالات الوزن "Weight Cases"، وذلك للسماح لمتغير التكرارات المحسوبة للرجوع لمتغير الفئة. كما هو مُوضَّح في الشكل (8.4)، اختر القوائم المنسدلة باختيار البيانات "Data" ثم حالات الوزن "... Weight Cases".

إن الإعداد الافتراضي هو عدم استخدام حالات الوزن "Do not weight cases". اضغط الدائرة بجانب "Weight cases by" كما هو واضح في الشكل (8.5). وبعد ذلك، اختر متغير التكرارات المحسوبة، وقُم بنقله إلى صندوق متغير التكرار "Frequency Variable" وذلك بالضغط على زر السهم الصغير. وفي مثالنا هذا، قُمنا بتحريك متغير "count". أخيراً، اضغط زر "OK".

شكل (8.2)

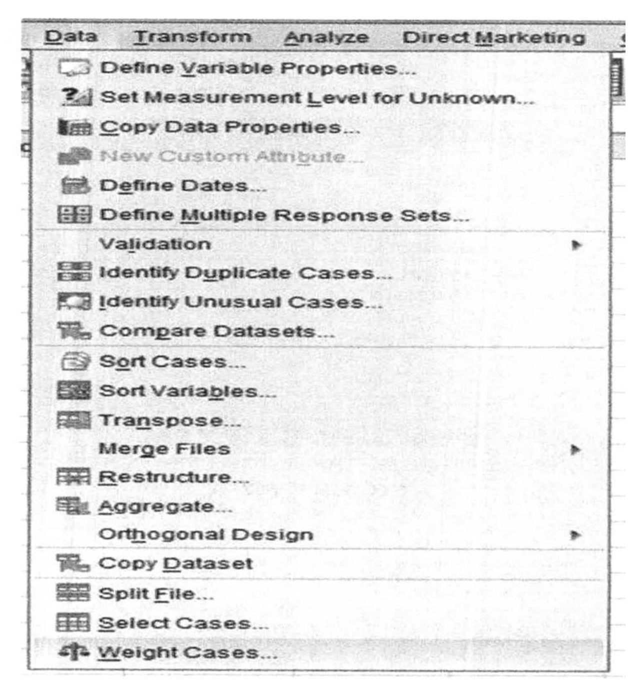
	Program	count
1	1.00	110.00
2	2.00	55.00
3	3.00	85.00
4		

Data View | Variable View

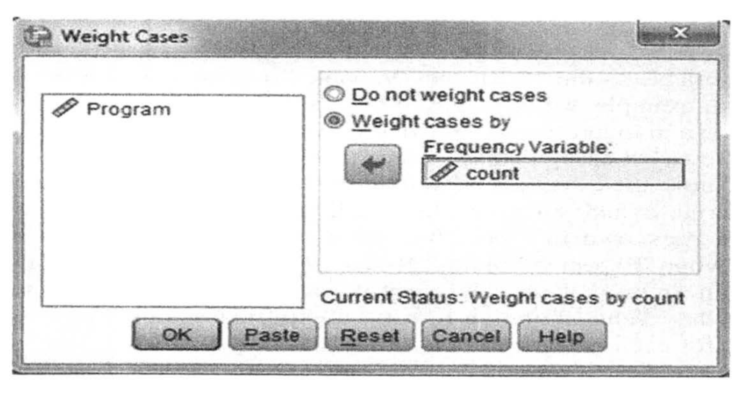
شكل (8.3)

كما يظهر في الشكل (8.6)، استخدِم القوائم المنسدلة لاختيار التحليل "Analyze" ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Non-parametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs" ثم مربع كاي ".. Chi-square".

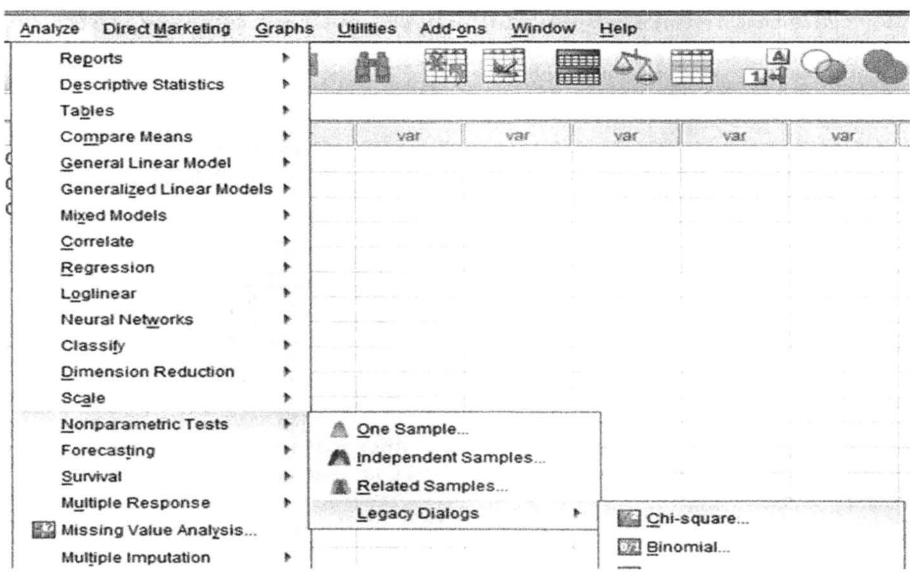
أولاً، انقل متغير الفئة إلى صندوق جدول متغير الاختبار ":Test Variable List" وذلك باختيار المتغير والضغط على زر السهم الصغير الواقع في وسط النافذة، وكما يظهر في الشكل (8.7) فقد قُمنا باختيار متغير البرنامج "Program". بعد ذلك، أدخِل القيم المتوقعة "Expected Values". لاحظ أن خيار تساوي الفئات "All categories equal" هو الإعداد الافتراضي، وحيث إنَّ التكرارات في هذا المثال غير متساوية فإنه يجب أن نختار خيار القيم "Values" لتحديد القيم المتوقعة. أدخِل التكرارات المتوقعة لكل فئة وفقاً لترتيب الفئات في محرر البيانات لبرنامج SPSS، وبعد كتابة قيمة التكرار المتوقع في حقل القيم "Values"، اضغط زر إضافة "Add". في مثالنا هذا، قُمنا بإدخال القيم 80 و55 و115 بالترتيب. أخيراً، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.


Data Transform Analyze Direct Marketing
Define Variable Properties...
Set Measurement Level for Unknown...
Copy Data Properties...
New Custom Attribute...
Define Dates...
Define Multiple Response Sets...
Validation
Identify Duplicate Cases...
Identify Unusual Cases...
Compare Datasets...
Sort Cases...
Sort Variables...
Transpose...
Merge Files
Restructure...
Aggregate...
Orthogonal Design
Copy Dataset
Split File...
Select Cases...
Weight Cases...

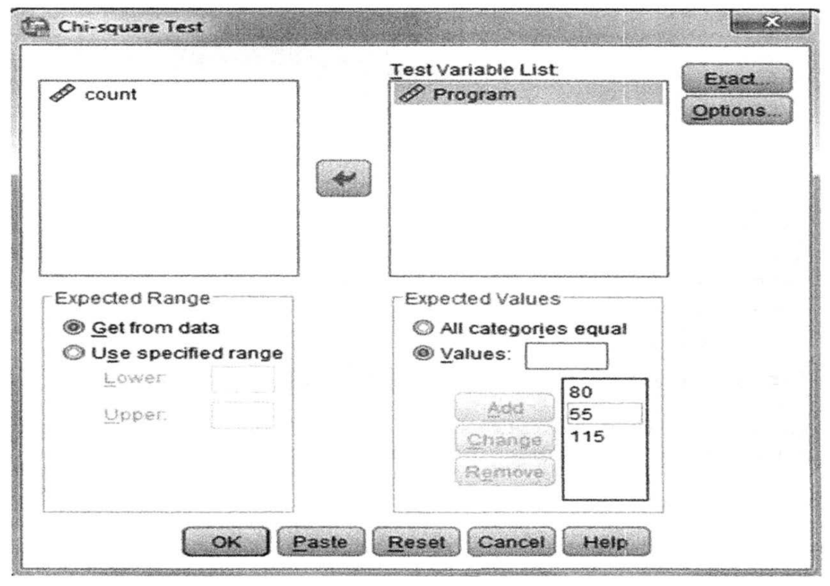
شكل (8.4)


Weight Cases
Program
Do not weight cases
Weight cases by
Frequency Variable:
count
Current Status: Weight cases by count
OK
Paste
Reset
Cancel
Help

شكل (8.5)


Analyze
Direct Marketing
Graphs
Utilities
Add-ons
Window
Help
Reports
Descriptive Statistics
Tables
Compare Means
General Linear Model
Generalized Linear Models
Mixed Models
Correlate
Regression
Loglinear
Neural Networks
Classify
Dimension Reduction
Scale
Nonparametric Tests
Forecasting
Survival
Multiple Response
Missing Value Analysis...
Multiple Imputation
One Sample...
Independent Samples...
Related Samples...
Legacy Dialogs
Chi-square...
Binomial...
var

شكل (8.6)


Chi-square Test
count
Test Variable List:
Program
Exact...
Options...
Expected Range
Get from data
Use specified range
Lower:
Upper:
Expected Values
All categories equal
Values:
80
55
115
Add
Change
Remove
OK
Paste
Reset
Cancel
Help

شكل (8.7)

8.3.4.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض جدول المخرجات (انظر إلى مخرجات SPSS 8.1A) التكرارات المحسوبة وكذلك المتوقعة لكل فئة والعدد الإجمالي (Total Count).

Program

	Observed N	Expected N	Residual
Program 1	110	80.0	30.0
Program 2	55	55.0	.0
Program 3	85	115.0	-30.0
Total	250		

مخرجات SPSS (8.1A)

ويعرض جدول المخرجات الثاني (انظر إلى مخرجات SPSS 8.1B) إحصاء χ^2 ($\chi^2 = 19.076$)، ودرجة الحرية ($df = 2$)، وكذلك القيمة المعنوية ($p \approx 0.000$).

وفقاً لنتائج SPSS، فقد تمت مقارنة ثلاثة برامج مع تكرارات متوقعة غير متساوية. وقد كان اختبار χ^2 لجودة المطابقة معنوياً ($\chi^2_{(2)} = 19.08, p < 0.01$). وفقاً لهذه النتائج، فقد كان البرنامج (2) الأقل تأثيراً بين البرامج الأخرى في الحالتين حيث لا يوجد فرق بين الاثنين. أما البرنامج (1) فقد أصبح أكثر تأثيراً، وأصبح البرنامج (3) أقل تأثيراً.

Test Statistics

	Program
Chi-Square	19.076[a]
df	2
Asymp. Sig.	.000

a. 0 cells (0.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 55.0.

مخرجات SPSS (8.1B)

8.4 اختبار χ^2 للاستقلالية:

تتضمن بعض البحوث دراسة تكرار الاقترانات الإحصائية بين صفتين نوعيتين (Categorical Attributes). ومن الأمثلة على ذلك فقد تكوَّن لدينا عينة من الرجال والنساء الذين اشتروا زوجاً من الأحذية أو قميصاً. الصفة الأولى (A) هي نوع جنس المتسوق، والذي له إمكانيتان:

$A_1 =$ رجال [١].

$A_2 =$ نساء.

أما الصفة الثانية (B) فهي نوع السلعة التي اشتراها كل فرد:

$B_1 =$ زوج من الأحذية.

$B_2 =$ قميص.

سنفترض في هذا المثال أن كلَّ متسوق اشترى فقط صنفاً واحداً، إما زوجاً من الأحذية أو قميصاً. ويتم ترتيب مجموعة البيانات بكاملها لاحقاً في جدول توزيع التكرار المشترك (Joint - Frequency Distribution)، حيث إنَّ كل فرد من المتسوقين يتم تصنيفه في فئة واحدة، وهي التي يتم تعريفها كزوج من الصفات النوعية (انظر إلى الجدول 8.9).

يُستخدم اختبار χ^2 للاستقلالية بيانات العينة لاختبار فرضية أنه لا توجد علاقة إحصائية بين المتغيرين النوعيين، وفي مثالنا هذا، يُستخدم لتحديد ما إذا كانت هناك علاقة ذات معنوية بين نوع جنس المتسوق ونوع السلعة التي اشتراها. يُحدِّد الاختبار مدى مطابقة نسب العينة للنسب المحددة في الفرضية الصفرية.

(١) المترجم: الأنسب رجل $= A_1$ ، وامرأة $= A_2$

جدول (8.9)

	A_1	A_2
B_1	(A_1,B_1)	(A_2,B_1)
B_2	(A_1,B_2)	(A_2,B_2)

8.4.1 حساب اختبار χ^2 للاستقلالية:

يُستخدم اختبار χ^2 للاستقلالية لتحديد ما إذا كانت هناك علاقة إحصائية بين خاصيتين أو متغيرين نوعيين، حيث يمكننا استخدام إحصاء χ^2 عندما يكون لدينا فئتان أو أكثر لخاصيتين أو متغيرين نوعيين. ويتم استخدام الصيغة الرياضية (8.4) المعروفة ببيرسون χ^2 (Pearson χ^2) وذلك لإيجاد إحصاء χ^2 :

$$\chi^2 = \sum_j \sum_k \frac{(f_{ojk} - f_{ejk})^2}{f_{ejk}} \qquad (8.4)$$

حيث إنَّ f_{ojk} هو التكرار المحســوب للخلية (Cell) A_jB_k ، و f_{ejk} هو التكرار المتوقع للخلية A_jB_k .

في اختبارات الاستقلالية، فإنه يمكن إيجاد التكرار المتوقع f_{ejk} لأي خلية بواسطة ضرب مجموع الصف في مجموع العمود، ومن ثَمَّ قسمة الناتج على الإجمالي N. استخدِم الصيغة الرياضية (8.5) لإيجاد قيمة التكرار المتوقع f_{ejk} :

$$f_{ejk} = \frac{(\text{freq } A_j)(\text{freq } B_k)}{N} \qquad (8.5)$$

ويتم إيجاد درجة الحرية df لـ χ^2 باستخدام الصيغة الرياضية (8.6):

$$df = (R-1)(C-1) \tag{8.6}$$

حيث إنَّ R هو عدد الصفوف، وC هو عدد الأعمدة.

من المهم ملاحظة أن الصيغة الرياضية لإيجاد قيمة بيرسون χ^2 تعطينا قيمة صغيرة جداً عندما يتم وضع البيانات في جدول توافقي (Contingency Table) من نوع2×2، وهذا يزيد فرصة خطأ النوع الأول (Type I Error). وفي مثل هذه الحالات، فإنه يمكننا استخدام تصحيح ياتس للاتصال (Yates's Continuity Correction) كما هو في الصيغة الرياضية (8.7):

$$\chi^2 = \sum_j \sum_k \frac{(f_{ojk} - f_{ejk} - 0.5)^2}{f_{ejk}} \tag{8.7}$$

وقد وجَّه Daniel (1990) عدداً من الانتقادات لتصحيح ياتس للاتصال، فبالرغم من اعترافه بأنه تم استخدام هذا الإجراء بكثرة، إلا إنه لاحظ أن شعبيته في هبوط. نعرض في نهاية هذا الفصل إجراءً بديلاً لتحليل الجدول التوافقي من نوع 2×2 باستخدام اختبار فيشر المضبوط.

حتى الآن، فإن التحليل مقتصرٌ على معرفة أو تحديد وجود الاقتران من عدمه. وبمعنى آخر، فإن مستوى معنوية اختبار χ^2 لا يصف قوة الاقتران. نستطيع أن نستخدم حجم التأثير (Effect Size) لتحليل قوة أو مستوى الاقتران. لاختبار χ^2 للاستقلالية، فإن حجم التأثير بين المتغيرات الاسمية لجدول توافقي نوع 2×2 يمكن حسابه وتمثيله بمعامل فاي(ϕ) كما في الصيغة الرياضية (8.8):

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{n}} \tag{8.8}$$

حيث χ^2 هو إحصاء اختبار مربع كاي، وn هو حجم كامل العينة.

تتراوح قيمة معامل (ϕ) بين 0 و1، وقد عرف Cohen (1988) تصنيفاً لحجم التأثير (ES) بالصغير=0.10، والمتوسط = 0.30، والكبير = 0.50. (معامل الارتباط Correlation Coefficient وحجم التأثير هما مقياسان للاقتران. انظر إلى الفصل السابع المتعلق بالارتباط لمزيد من المعلومات التفصيلية حول تصنيف كوهين للقوة النسبية لحجم التأثير).

عندما يكون جدول χ^2 التوافقي أكبر من 2×2 فإنه يمكننا استخدام إحصاء كرامر V (Cramer's V Statistic) للتعبير عن حجم التأثير. الصيغة الرياضية (8.9) تُوضِّح طريقة حساب إحصاء كرامر V.

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{(n)(L-1)}} \quad (8.9)$$

حيث χ^2 هو إحصاء اختبار مربع كاي، وn هو حجم كامل العينة، وL هو القيمة الصغرى لمجاميع الصفوف ومجاميع الأعمدة في الجدول التوافقي.

8.4.2 مسألة مختارة عن اختبار χ^2 للاستقلالية:

يجري قسم الاستشارات (Counselling Department) في إحدى المدارس دراسة لمعرفة ما إذا كان هناك اقتران بين التحاق الأطفال بحضانة خاصة أو حكومية وسلوكهم في المرحلة التمهيدية. ويرغب الباحث في معرفة ما إذا كان هنا اقتران موجب بين تلقي الأطفال للتعليم سابقاً وسلوكهم داخل الصف.

إن حجم العينة لهذه الدراسة $n = 100$، والبيانات المعروضة في الجدول التالي (8.10) تُمثِّل التكرارات المحسوبة للمئة طفل، الذين تمت ملاحظة سلوكهم خلال الأسابيع الستة الأولى في المدرسة. وقد تمَّ تصنيف الأطفال المشاركين في هذه الدراسة وفقاً لنوع الحضانة التي التحقوا فيها سابقاً.

نريد في هذه الدراسة أن نُحدِّد ما إذا كانت هناك أي اقتران بين نوع الحضانة التي التحق بها الأطفال سابقاً وسلوكهم في المرحلة التمهيدية خلال الأسابيع الستة الأولى في المدرسة. وحيث إنَّ البيانات تحتاج فقط أن يتم تصنيفها إلى مجموعات، وليس هناك حاجة لحساب متوسط للعينة ولا مجموع المربعات، فإنه يمكننا استخدام إحصاء χ^2 للاستقلالية، وذلك لاختبار البيانات اللامعلمية.

جدول (8.10)

	السلوك في المرحلة التمهيدية			مجموع الصفوف
	ضعيف	متوسط	جيد	
حضانة حكومية	12	25	10	47
حضانة خاصة	6	12	0	18
لم يلتحق بحضانة	2	23	10	35
مجموع الأعمدة	20	60	20	100

8.4.2.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا يوجد اقتران بين الفئتين، وسلوك الأطفال في المرحلة التمهيدية مستقل عن نوع الحضانة التي التحقوا بها سابقاً. أما فرضية البحث فتشير إلى أنه يوجد اقتران معنوي بين نوع الحضانة التي التحق بها الأطفال سابقاً وسلوكهم في المرحلة التمهيدية.

الفرضية الصفرية هي:

H_0: لا يوجد في المجتمع العام اقتران [1] بين نوع الحضانة التي التحق بها الطفل سابقاً وسلوكه في المرحلة التمهيدية.

---

(١) المترجم: بعض المصـــطلحات، مثل "الاقتران (Association) و"العلاقة" (Relationship)، وإنْ استُخدمت كدلالة على المعنى نفسه في هذا الكتاب إلا أنه من المهم التمييز بينها.

فرضية البحث هي:

H_A: يوجد في المجتمع العام علاقة قابلة للتنبؤ بين نوع الحضانة التي التحق بها الطفل سابقاً وسلوكه في المرحلة التمهيدية.

8.4.2.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادة اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. وسنستخدم في هذا المثال $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أن أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

8.4.2.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تم الحصول على بيانات الدراسة من 100 طفلٍ في المرحلة التمهيدية، والذين التحقوا بحضانات مختلفة قبل التحاقهم بالتعليم الرسمي. وقد طُلب من معلمي أطفال المرحلة التمهيدية تقييم سلوك الأطفال باستخدام المستويات الثلاثة الرئيسية الواردة في استمارة المسح، وبعد ذلك تمَّ تقسيم الأطفال إلى ثلاث مجموعات وفقاً لنوع الحضانة التي التحقوا بها سابقاً (لم يلتحق بحضانة، حضانة خاصة، حضانة حكومية). ويتم تنظيم هذه البيانات على صورة توزيع نوعي ذي بعدين، والذي يتم تحليله باستخدام اختبار χ^2 للاستقلالية.

8.4.2.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، احسب التكرارات المحسوبة f_{ojk} للأطفال المشاركين في الدراسة (عددهم 100)، وقُم باستخدام هذه البيانات لتكوين جدول التكرارات المحسوبة كما هي في الجدول (8.11).

جدول (8.11)

	السلوك في المرحلة التمهيدية في المدرسة (المحسوب)			مجموع الصفوف
	ضعيف	متوسط	جيد	
حضانة حكومية	12	25	10	47
حضانة خاصة	6	12	0	18
لم يلتحق بحضانة	2	23	10	35
مجموع الأعمدة	20	60	20	100

احسب بعد ذلك التكرار المتوقع f_{ejk} لكل فئة:

$$f_{e11} = \frac{(47)(20)}{100} = 940/100 = 9.4$$

$$f_{e12} = \frac{(47)(60)}{100} = 2820/100 = 28.2$$

$$f_{e13} = \frac{(47)(20)}{100} = 940/100 = 9.4$$

$$f_{e21} = \frac{(18)(20)}{100} = 360/100 = 3.6$$

$$f_{e22} = \frac{(18)(60)}{100} = 1080/100 = 10.8$$

$$f_{e23} = \frac{(18)(20)}{100} = 360/100 = 3.6$$

$$f_{e31} = \frac{(35)(20)}{100} = 700/100 = 7.0$$

$$f_{e32} = \frac{(35)(60)}{100} = 2100/100 = 21.0$$

$$f_{e33} = \frac{(35)(20)}{100} = 700/100 = 7.0$$

وأدخِل بعد ذلك هذه القيم في جدول للتكرارات المتوقعة (انظر إلى الجدول 8.12).

باستخدام قيم كلٍّ من التكرارات المحسوبة والمتوقعة في الجدولين (8.11) و(8.12)، فإنه يمكن حساب إحصاء χ^2 :

$$\chi^2 = \sum_j \sum_k \frac{(f_{ojk} - f_{ejk})^2}{f_{ejk}}$$

$$= \frac{(12-9.4)^2}{9.4} + \frac{(25-28.2)^2}{28.2} + \frac{(10-9.4)^2}{9.4} + \frac{(6-3.6)^2}{3.6} + \frac{(12-10.8)^2}{10.8}$$
$$+ \frac{(0-3.6)^2}{3.6} + \frac{(2-7)^2}{7} + \frac{(23-21)^2}{21} + \frac{(10-7)^2}{7}$$
$$= \frac{(2.6)^2}{9.4} + \frac{(-3.2)^2}{28.2} + \frac{(0.6)^2}{9.4} + \frac{(2.4)^2}{3.6} + \frac{(1.2)^2}{10.8}$$
$$+ \frac{(-3.6)^2}{3.6} + \frac{(-5)^2}{7} + \frac{(2)^2}{21} + \frac{(3)^2}{7}$$
$$= 0.72 + 0.36 + 0.04 + 1.60 + 0.13 + 3.60 + 3.57 + 0.19 + 1.29$$
$$\chi^2 = 11.50$$

جدول (8.12)

	السلوك في المرحلة التمهيدية في المدرسة (المتوقع)			مجموع الصفوف
	ضعيف	**متوسط**	**جيد**	
حضانة حكومية	9.4	28.2	9.4	47
حضانة خاصة	3.6	10.8	3.6	18
لم يلتحق بحضانة	7.0	21.0	7.0	35
مجموع الأعمدة	20	60	20	100

8.4.2.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

قبل استخدام جدول القيم الحرجة، فإننا نحتاج إلى تحديد درجة الحرية *df*. لدينا في هذا المثال ثلاثة أنواع لمتغير الحضانة التي التحق بها الأطفال قبل المرحلة التمهيدية، $R=3$ ، وثلاثة أنواع لمتغير البُعد السلوكي، $C=3$. ولإيجاد درجة الحرية نستخدم $df=(R-1)(C-1)=(3-1)(3-1)$ ، وبالتالي $df=4$.

نستخدم الآنَ الجدول (B.2) في الملحق (B)، الذي يتضمن جدول القيم الحرجة لإحصاء χ^2 . ويتم إيجاد القيمة الحرجة في جدول χ^2 التي تقابل أربع درجات حرية $df=4$ ، وحيث إنَّنا اخترنا $\alpha=0.05$ فإن القيمة الحرجة هي 9.49. عندما تكون القيمة المحسوبة للإحصاء أكبر من أو تساوي 9.49، فإن هذا يقودنا إلى رفض الفرضية الصفرية.

8.4.2.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

إن القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي 0.482، والقيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار هي $\chi^2=11.50$. إذا كانت القيمة الحرجة أقل من أو تساوي القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أصغر من القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية.

8.4.2.7 فسِّر النتائج:

لقد رفضنا الفرضية الصفرية، وهو ما يشير إلى وجود اقتران حقيقي بين نوع الحضانة التي التحق بها الطفل سابقاً وسلوكه في الصف الدراسي في المرحلة التمهيدية خلال الأسابيع الأولى في الدراسة. وبشكل أكثر تحديداً، فإن البيانات تميل لإظهار أن الأطفال الذين التحقوا بحضانة خاصة قبل المرحلة التمهيدية لا يميلون للحصول على تقييم سلوكي جيد في المدرسة. والاقتران المعنوي الآخر الذي يمكن ملاحظته هو بين السلوك المتدني وعدم الالتحاق بحضانة سابقاً، حيث إنَّ الأطفال الذين لم يسبق لهم الالتحاق بحضانة سابقاً كان تقييم سلوكهم متدنياً مقارنة مع

المجموعتين الأُخريين. وبالنسبة لهذه المرحلة، فإن التحليل مقتصرٌ على معرفة أو تحديد وجود اقتران من عدمه. وبمعنى آخر، فإن مستوى المعنوية لاختبار χ^2 لا يصف قوة هذا الاقتران (Association Strength)، ولكن جمعية علم النفس الأمريكية (2001) دعت لاستخدام مقياس لوصف قوة العلاقة يُسمَّى حجم التأثير. لاختبار χ^2 للاستقلالية، وعندما يكون الجدول التوافقي من نوع 3×3، فإننا نُحدِّد قوة الاقتران أو حجم التأثير باستخدام إحصاء كرامر V.

نجد من الجدول (8.11) أن $L=3$، وحيث إنَّ $n=100$ و $\chi^2=11.50$ فإننا نستخدم الصيغة الرياضية (8.9) لحساب إحصاء كرامر V:

$$V=\sqrt{\frac{11.50}{(100)(3-1)}}$$
$$=\sqrt{0.06}$$
$$V=0.24$$

حجم التأثير لدينا، إحصاء كرامر V، هو 0.24، وتشير هذه القيمة إلى أن الاقتران بين نوع الحضانة التي التحق بها الطفل سابقاً وسلوكه في صفوف المرحلة التمهيدية خلال الأسابيع الأولى للدراسة يكون متوسط المستوى.

8.4.2.8 كتابة النتائج:

ينبغي عند كتابة نتائج اختبار χ^2 للاستقلالية أن تتضمن معلومات؛ كالعدد الإجمالي للمشاركين في عينة الدراسة، وعدد المشاركين المُصنَّفين في كل نوع. بالإضافة إلى ذلك، ينبغي ذكر القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار χ^2، ودرجة الحرية، وعلاقة القيمة الاحتمالية p بقيمة α المختارة. في هذه الدراسة، ينبغي عرض عدد الأطفال في كل مجموعة (متضمناً نوع الحضانة وتقييم السلوك) على صورة جدول ذي بعدين (انظر إلى الجدول 8.10).

تمَّ في هذا المثال فحص سجلات 100 طالب في المرحلة التمهيدية؛ وذلك لتحديد ما إذا كان هناك اقتران بين نوع الحضانة التي التحق بها الطلاب سابقاً وسلوكهم في المرحلة التمهيدية. فالأنواع الثلاثة للحضانة هي: لم يلتحق بحضانة، حضانة خاصة،

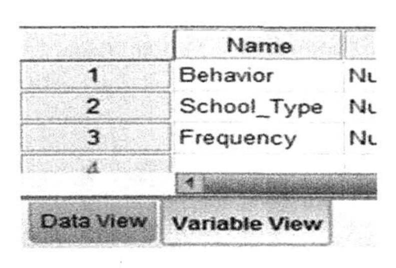
وحضانة حكومية؛ والأنواع الثلاثة لتقييم السلوك هي: متدنٍ، متوسط، وجيد. وقد كانت نتيجة اختبار χ^2 معنوية $(\chi^2_{(4)} = 11.50,\ p < 0.05)$، بالإضافة إلى أن حجم التأثير باستخدام إحصاء كرامر V كان 0.24. وفقاً لهذه النتائج، فإن سلوك الأطفال الذين التحقوا بحضانة خاصة لا يميل أن يكون جيداً، في حين أن أولئك الذين لم يلتحقوا بحضانة سابقاً فإن سلوكهم لا يميل أن يكون متدنياً. بالإضافة إلى ذلك، فإن النتائج تشير إلى أن السلوك المتوسط هو الغالب للأنواع الثلاثة للحضانة التي التحق بها الأطفال سابقاً.

8.4.3 إجراء اختبار χ^2 للاستقلالية باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

8.4.3.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

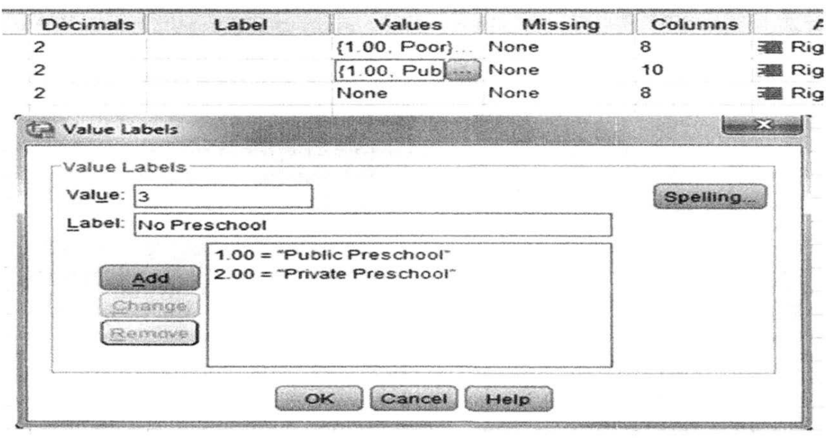
أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. وبعد ذلك اكتُب أسماء المتغيرات (Variables) في عمود الاسم "Name" كما يظهر في الشكل (8.8). يتطلب اختبار χ^2 للاستقلالية متغيرات لتعريف الحالات في الصفوف(١): المتغير الأول لتعريف حالات الصفوف، والمتغير الثاني لتعريف حالات الأعمدة. وفقاً للمثال السابق، فإن متغير السلوك "Behavior" سيُمثِّل الأعمدة، ومتغير نوع الحضانة "School_Type" سيُمثِّل الصفوف. أخيراً، فإننا نحتاج متغيراً ليُمثِّل التكرارات المحسوبة، حيث سنجعل "Frequency" يُمثِّل التكرارات المحسوبة.



شكل (8.8)

(١) المترجم: نحتاج إلى متغير لتعريف حالات الصفوف، ومتغير لتعريف حالات الأعمدة.

يجب عليك تعيين قيم لتمثِّل مرجعاً للمتغيرين في الصفوف والأعمدة، والأسهل غالباً أن نُعيِّن قيمة عددية كاملة (Whole Number) لكل فئة للمتغير. أولاً، اضغط المربع الرمادي في حقل القيم "Values" لتحديد القيم العددية التي ترغب في تحديدها للفئات. وكما يظهر في الشكل (8.9)، فقد قُمنا بتحديد القيم العددية لمتغير السلوك "Behavior"، ولمتغير نوع الحضانة "School_Type" فقد حدَّدنا القيمة (1) لتساوي فئة الحضانة الحكومية "Public School"، والقيمة (2) لتساوي فئة الحضانة الخاصة "Private School"، والقيمة (3) لتكون مساوية لفئة مَن لم يلتحقوا بالحضانة سابقاً "No School". بالضغط على زر الإضافة "Add" فإنه ينقل القيم العددية لكل فئة للمتغير إلى الصندوق السفلي. أخيراً، اضغط الزر "OK" للرجوع إلى شاشة SPSS لعرض المتغيرات "Variables View".



شكل (8.9)

8.4.3.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة كما يظهر في الشكل (8.10). واستخدِم الأرقام الكاملة التي قُمت سابقاً بتعيينها لتمثيل متغيري الصفوف والأعمدة، حيث يجب أن تكون جميع الأزواج الممكنة لهذين المتغيرين موجودة. بعد ذلك، أدخِل قيم التكرارات المحسوبة بجانب قيم الفئات المناسبة. في مثالنا هذا، قيم الصف الأول هي (1) لمتغير السلوك "Behavior" الذي يعني متدنياً "Poor"، و(1)

لمتغير نوع الحضانة "School_Type" الذي يعني حضانة حكومية " Public School"، والتكرار المحسوب لهذه الحالة هو (12).

8.4.3.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

أولاً، اســـتخدِم أمر حالات الوزن "Weight Cases" وذلك للســـماح لمتغير التكرارات المحسوبة للرجوع لمتغير الفئة.

كما هو مُوضَّح في الشكل (8.11)، استخدِم القوائم المنسدلة لاختيار البيانات "Data" ثم حالات الوزن "... Weight Cases".

إن الإعداد الافتراضي هو عدم استخدام حالات الوزن "Do not weight cases". اضغط الدائرة بجانب "Weight cases by" كما هو واضح في الشكل (8.12). بعد ذلك، اختر متغير التكرارات المحسوبة، وقُم بنقله إلى صندوق متغير التكرار "Frequency Variable" وذلك بالضغط على زر السهم الصغير. في مثالنا هذا، قُمنا بنقل متغير التكرار "Frequency". أخيراً، اضغط زر "OK".

كما يظهر في الشـــكل (8.13)، اســـتخدِم القوائم المنســـدلة لاختيار التحليل "Analyze"، ثم اختر منها الإحصـــاءات الوصـــفية "Descriptive Statistics"، ثم اختر منها أيقونات الاقتران "...Crosstabs".

	Behavior	School_Type	Frequency
1	1.00	1.00	12.00
2	2.00	1.00	25.00
3	3.00	1.00	10.00
4	1.00	2.00	6.00
5	2.00	2.00	12.00
6	3.00	2.00	.00
7	1.00	3.00	2.00
8	2.00	3.00	23.00
9	3.00	3.00	10.00
10			

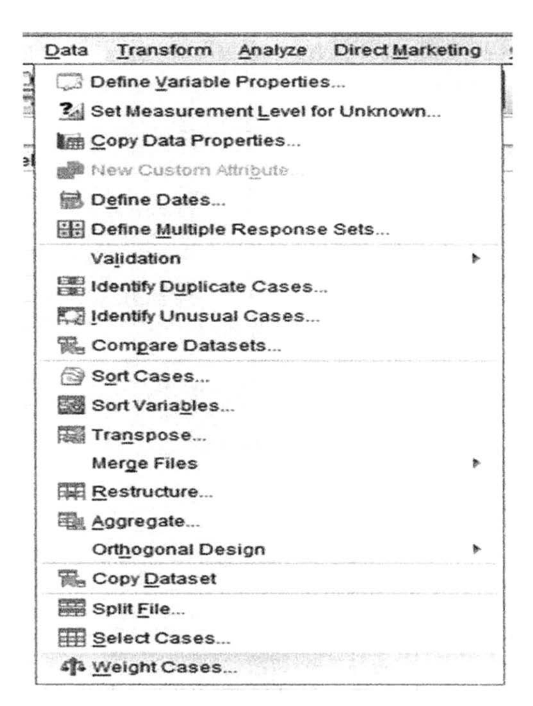
Data View | Variable View

شكل (8.10)

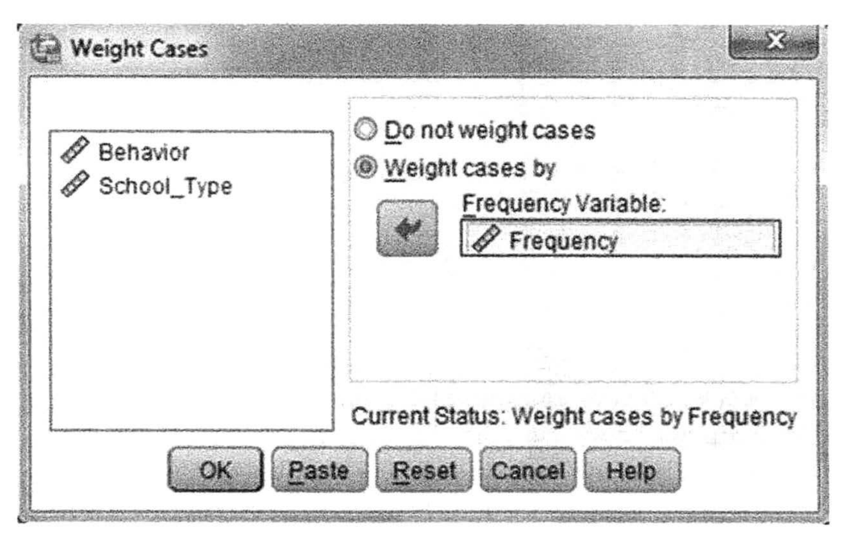
عندما تظهر نافذة "Crosstabs"، انقل المتغير الذي يُمثِّل الصفوف إلى صندوق الصفوف ":Row(s)" وذلك باختيار المتغير والضغط على زر السهم الصغير الواقع بجانب الصندوق. كما يظهر في الشكل (8.14) فقد قُمنا باختيار متغير نوع الحضانة "School_Type". بعد ذلك، انقل المتغير الذي يُمثِّل الأعمدة إلى صندوق الأعمدة ":Column(s)"، حيث في مثالنا هذا قد قُمنا باختيار متغير السلوك "Behavior". بعد ذلك، اضغط زر إحصاءات "...Statistics".

كما يظهر في الشكل (8.15)، اختر مربع كاي "Chi-square" وفاي وكرامر *V* "Phi and Cramers V". حال اختيار هذين الخيارين، اضغط زر الاستمرار "Continue" للرجوع لنافذة "Crosstabs". الآنَ، اضغط زر الخلايا "...Cells".

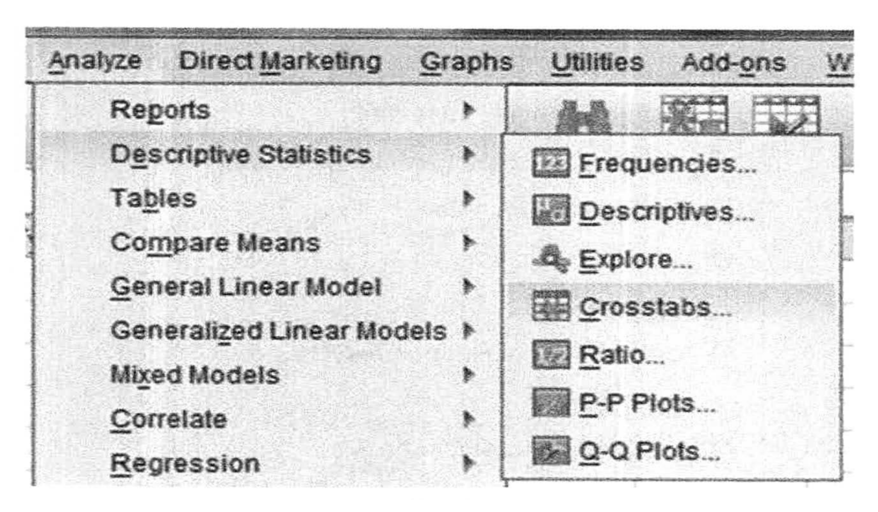
كما يظهر في الشكل (8.16)، اختر المحسوب "Observed" والمتوقع "Expected". بعد ذلك، اضغط زر الاستمرار "Continue" للرجوع لنافذة "Crosstabs". أخيراً، اضغط زر "Ok" لإجراء التحليل.



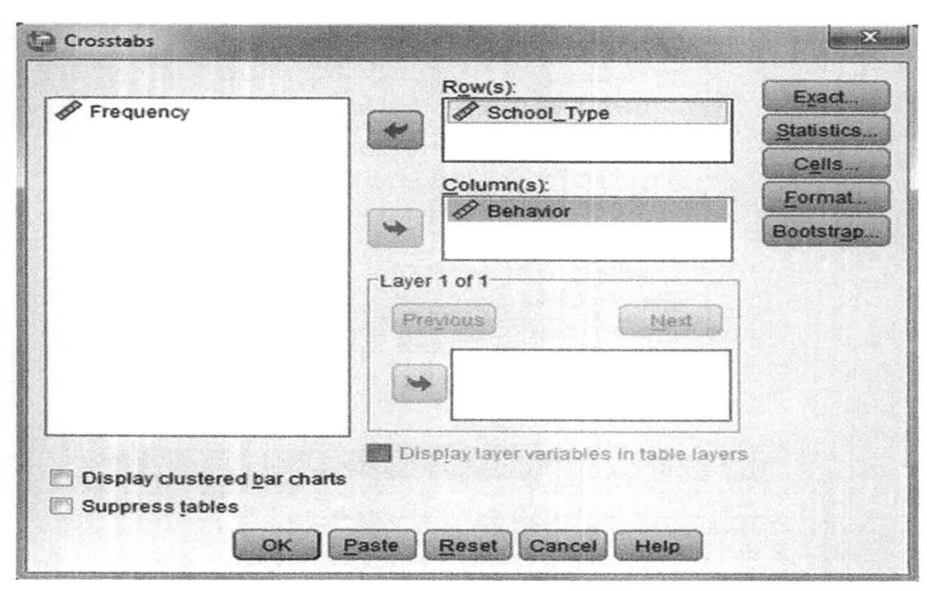
شكل (8.11)



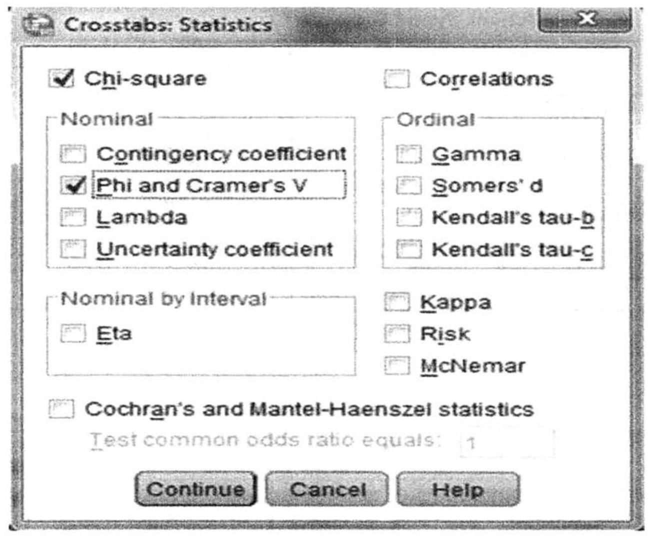
شكل (8.12)



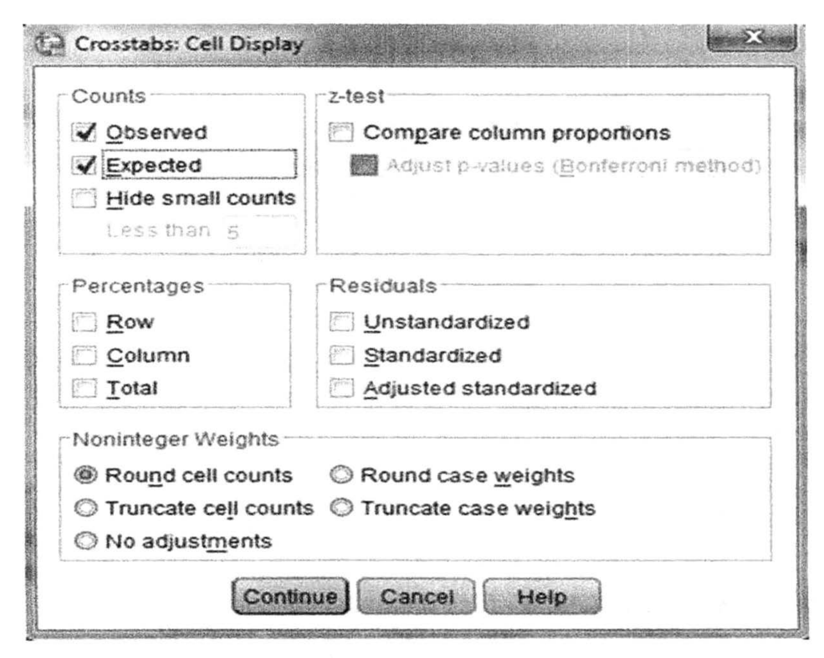
شكل (8.13)



شكل (8.14)



شكل (8.15)



شكل (8.16)

8.4.3.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

إن جداول مخرجات SPSS من الثاني إلى الرابع مفيدة في هذا الجزء. ويعرض جدول المخرجات الثاني (انظر إلى مخرجات SPSS 8.2 a [1]) التكرارات المحسوبة وكذلك المتوقعة لكل فئة، والعدد الإجمالي (Total Count).

يعرض جدول المخرجات الثالث (انظر إلى مخرجات SPSS 8.2b) إحصاء χ^2 $(\chi^2 = 11.502)$، ودرجة الحرية $(df = 4)$، وكذلك القيمة المعنوية $(p = 0.021)$.

ويعرض جدول المخرجات الرابع (انظر إلى مخرجات SPSS 8.2c) إحصاء كرامر V $(V = 0.240)$ لتحديد مستوى العلاقة أو حجم التأثير.

---

(١) المترجم: ينبغي استخدام الحرف الإنجليزي بشكله الكبير (8.2A) و(8.2B) و(8.2C) كما ورد العنوان أسفل المخرجات.

وفقاً لنتائج SPSS، فقد تمَّت مقارنة ثلاثة برامج مع تكرارات متوقعة غير متساوية. وقد كان اختبار χ^2 لجودة المطابقة [١] معنوياً $(\chi^2_{(4)} = 11.502, p < 0.05)$.

وفقاً لهذه النتائج، فإنه يوجد علاقة حقيقية بين نوع الحضانة التي التحق بها الأطفال سابقاً وسلوكهم في المرحلة التمهيدية في الأسابيع القليلة الأولى للدراسة. بالإضافة إلى ذلك، فإن حجم التأثير الذي تمَّ قياسه يشير إلى مستوى متوسط لهذه العلاقة $(V = 0.240)$.

School_Type * Behavior Crosstabulation

			Behavior			Total
			Poor	Average	Good	
School_Type	Public Preschool	Count	12	25	10	47
		Expected Count	9.4	28.2	9.4	47.0
	Private Preschool	Count	6	12	0	18
		Expected Count	3.6	10.8	3.6	18.0
	No Preschool	Count	2	23	10	35
		Expected Count	7.0	21.0	7.0	35.0
Total		Count	20	60	20	100
		Expected Count	20.0	60.0	20.0	100.0

مخرجات SPSS (8.2A)

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	11.502[a]	4	.021
Likelihood Ratio	16.042	4	.003
Linear-by-Linear Association	3.072	1	.080
N of Valid Cases	100		

a. 2 cells (22.2%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 3.60.

مخرجات SPSS (8.2B)

(١) المترجم: هذا اختبار χ^2 للاستقلالية.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.339	.021
	Cramer's V	.240	.021
N of Valid Cases		100	

مخرجات SPSS (8.2C)

8.5 اختبار فيشر المضبوط [١]:

هناك حالة خاصة تحدث عندما يكون الجدول التوافقي نوع2×2، والقيمة المتوقعة لواحدة على الأقل من خلاياه أقل من 5. وفي هذه الحالة فإن برنامج SPSS سيحسب اختبار فيشر المضبوط بدلاً من اختبار χ^2 للاستقلالية.

إن اختبار فيشر المضبوط مفيدٌ لتحليل البيانات المنفصلة (Discrete Data) التي نحصل عليها من العينات صغيرة الحجم والمستقلة سواء بيانات اسمية (Nominal) أو رتبية (Ordinal). يُستخدم هذا الاختبار عندما تكون نتائج (Scores) كل واحدة من العينتين العشوائيتين المستقلتين[٢] إحدى النتيجتين الممكنتين فقط (Two Mutually Exclusive)، وفي هذه الحالة يكون لدينا جدولٌ توافقي من نوع 2×2 كما لاحظنا سابقاً.

سنُقدِّم في هذا الفصل وصفاً لكيفية إجراء وتفسير اختبار فيشر المضبوط لعينات مختلفة.

---

(١) المترجم: سُمِّي هذا الاختبار بهذا الاسم نسبةً إلى الإحصائي الشهير Ronald Fisher، أما تسميته بالمضبوط (Exact) فتعود إلى أن القيمة الاحتمالية لاختبار الفرضية الصفرية في هذا الاختبار مضبوطة، وليس تقريبية كغالبية القيم الاحتمالية في الاختبارات الإحصائية.

(١) المترجم: ليس من المناسب وصف العينتين بالمستقلتين في هذا السياق، حيث إنَّ الاختبار يقيس الاستقلالية.

8.5.1 حساب اختبار فيشر المضبوط للجداول نوع 2×2 :

قارِن معنوية الاتجاه الواحد (One-Sided Significance) للجدول التوافقي من نوع 2×2 مع مستوى الخطر α. الجدول (8.13) هو جدول توافقي من نوع 2×2 والذي يُستخدَم كقاعدة لحساب معنوية الاتجاه الواحد لاختبار فيشر المضبوط.

جدول (8.13)

المتغير	المجموعة		مدموج
	I	II	
+	A	B	A+B
–	C	D	C+D
المجموع	A+C	B+D	N

تُستخدم الصيغة الرياضية (8.10) لحساب معنوية الاتجاه الواحد لاختبار فيشر المضبوط، ويتضمن الجدول (B.9) في الملحق (B) قيمة المضروب لقيم $n = 0$ إلى $n = 15$:

$$P = \frac{(A+B)!(C+D)!(A+C)!(B+D)!}{N!A!B!C!D!} \qquad (8.10)$$

إذا كانت تكرارات جميع الخلايا أكبر من أو تساوي 5 $(n_i \geq 5)$، فقد اقترح Daniel (1990) أنه يمكننا استخدام تقريب العينة كبيرة الحجم (Large Sample Approximation) مع اختبار χ^2 بدلاً من استخدام اختبار فيشر المضبوط.

8.5.2 مسألة مختارة عن اختبار فيشر المضبوط:

أجرى مركز طبي دراسةً مسحية لغرض تحديد توجهات الطاقم التمريضي حيال الجاهزية لرعاية المرضى. كان المسح عبارة عن 15 عنصراً على مقياس ليكرت (Likert Scale)، حيث يوجد خياران موجبان وخياران سالبان وخيار للإجابة المحايدة. تم إجراء الدراسة لمقارنة شعور الرجال مع النساء، حيث تمَّ تصنيف كل شخص وفقاً

لمجموع التوجهات الذي تمَّ تحديده بتجميع قيم عناصر المسح لكل شخص. ستكون الدرجة العليا للاتجاه الموجب 33+ (١)، والدرجة العليا للاتجاه السالب 33–.

يعرض الجدولان (8.14) و(8.15) عدد النساء والرجال الذين حصلوا على اتجاهات موجبة واتجاهات سالبة حول جاهزيتهم. شارك في المسح أربعة (٢) رجال وست نساء، ونتيجة المسح كانت حصول ثلاثة (٣) من الرجال على اتجاهات موجبة، وامرأة واحدة فقط حصلت على اتجاه موجب.

جدول (8.14)

المشارك	نوع الجنس	الدرجة	الاتجاه
1	ذكر	+30	+
2	ذكر	+14	+
3	ذكر	–21	–
4	ذكر	+22	+
5	ذكر	+9	+
6	أنثى	–22	–
7	أنثى	–13	–
8	أنثى	–20	–
9	أنثى	–7	–
10	أنثى	+19	+
11	أنثى	–31	–

(١) المترجم: على اعتبار أن هناك 15 عنصـــراً على مقياس ليكرت الخماســـي، فالحد الأعلى الموجب يكون 30+ والسالب 30-.
(٢) المترجم: خمسة رجال أو ذكور وفقاً لجدول (8.14).
(٣) المترجم: أربعة من الرجال أو الذكور وفقاً لجدول (8.14).

جدول (8.15)

	المجموعة		
	رجال	نساء	
موجب	4	1	5
سالب	1	5	6
	5	6	11

نريد تحديد ما إذا كان هناك فرق بين اتجاهات الرجال واتجاهات النساء حول جاهزيتهم لرعاية المرضى. وحيث إنَّ البيانات تُمثِّل جدولاً توافقياً من نوع 2×2، والتكرار المتوقع (انظر إلى الصيغة الرياضية 8.2) لخلية واحدة على الأقل أقل من 5؛ فإن اختبار فيشر المضبوط هو إجراء مفيد لتحليل البيانات واختبار الفرضية.

8.5.2.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أنه لا توجد فروقات بين الرجال والنساء في مسح الاتجاهات الذي يقيس شعورهم عن البرنامج الذي يدرّس العناية بالمرضى. أما الفرضية البديلة فتشير إلى أن نسبة الرجال ذوي الاتجاهات الموجبة P_M أكبر من نسبة النساء ذوات الاتجاهات الموجبة P_W.

الفرضيتان (الصفرية والبديلة) يمكن كتابتهما كالتالي:

$$H_0 : P_M = P_W$$
$$H_A : P_M > P_W$$

8.5.2.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) عادة ليكون 0.05. وسنستخدم في مثالنا الحالي $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أنَّ أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

8.5.2.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

تمثِّل بيانات الدراسة التي تمَّ الحصول عليها جدولاً توافقياً من نوع 2×2، حيث إنه بواسطة المسح تمَّ قياس أفراد مجموعتين مستقلتين وتصنيفهم إلى نوعين: التصنيف (+) يمثل الاتجاه الموجب، و(–) يمثِّل الاتجاه السالب. وحيث إنَّ العينتين صغيرتا الحجم، فإن هذا يتطلب استخدام الإحصاءات اللامعلمية (Nonparametric Statistics). حيث إننا نُحلِّل بيانات جدول توافقي من نوع 2×2، الذي فيه التكرار المتوقع لواحدة على الأقل من خلاياه (انظر إلى الصيغة الرياضية 8.2) أقل من 5؛ فإننا سنستخدم اختبار فيشر المضبوط.

8.5.2.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، كوِّن الجدول التوافقي من نوع 2×2 لبيانات الدراسة، وكذلك كوِّن جدولاً توافقياً آخر من نوع 2×2 للبيانات التي تُمثِّل حالة متطرفة أكثر من البيانات التي تمَّ جمعها في الدراسة. كان لدينا في هذا المثال خمسة رجال وست نساء في برنامج تدريبي للطاقم التمريضي. أربعة من الرجال استجابوا إيجابياً للمسح، وامرأة واحدة فقط استجابت إيجابياً، والبقية من المشاركين في الدراسة استجابوا سلبياً.

إذا أردنا اختبار الفرضية الصفرية إحصائياً، فإنه يجب علينا اعتبار احتمالية حدوث النتيجة الأكثر تطرفاً في البيانات كما يظهر في الجدول (8.16b) [1]. في ذلك الجدول، لم يستجب أيٌّ من الرجال سلبياً ولم تستجب أيٌّ من النساء إيجابياً.

بعد ذلك نعرض الجدولين اللازمين لحساب قيمة الإحصاء، حيث يعرض الجدول (8.16a) نتيجة البيانات التي تم جمعها في الدراسة، ويعرض الجدول (8.16b) النتيجة الأكثر تطرفاً التي يمكن أن تحدث للبيانات.

لاختبار الفرضية، فإننا أولاً نستخدم الصيغة الرياضية (8.10) لحساب احتمالية كل نتيجة ممكنة الحدوث، والتي تم عرضها سابقاً.

(١) المترجم: ينبغي استخدام الحرف الإنجليزي بشكله الكبير (8.16B) و(8.16A) كما ورد في عنواني القائمتين.

جدول (8.16A)

	المجموعة		
	رجال	نساء	
موجب	4	1	5
سالب	1	5	6
	5	6	11

جدول (8.16B)

	المجموعة		
	رجال	نساء	
موجب	5	0	5
سالب	0	6	6
	5	6	11

للجدول (8.16A):

$$P_1 = \frac{(A+B)!(C+D)!(A+C)!(B+D)!}{N!A!B!C!D!}$$

$$= \frac{(4+1)!(1+5)!(4+1)!(1+5)!}{(11!)(4!)(1!)(1!)(5!)}$$

$$= \frac{(5)!(6)!(5)!(6)!}{(11!)(4!)(1!)(1!)(5!)}$$

$$= \frac{(120)(720)(120)(720)}{(39,916,800)(24)(1)(1)(120)}$$

$$P_1 = 0.065$$

للجدول (8.16B):

$$P_2 = \frac{(A+B)!(C+D)!(A+C)!(B+D)!}{N!A!B!C!D!}$$

$$= \frac{(5+0)!(0+6)!(5+0)!(0+6)!}{(11!)(5!)(0!)(0!)(6!)}$$

$$= \frac{(5)!(6)!(5)!(6)!}{(11!)(5!)(0!)(0!)(6!)}$$

$$= \frac{(120)(720)(120)(720)}{(39,916,800)(120)(1)(1)(720)}$$

$$P_2 = 0.002$$

ويتم إيجاد الاحتمالية بجمع النتيجتين اللتين تم حسابهما أعلاه:

$$P = P_1 + P_2 = 0.065 + 0.002$$

$$P = 0.067$$

8.5.2.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

تم حساب القيمة الاحتمالية في مثال هذا الفصل ومقارنتها مع مستوى الخطر الذي تم تحديده سابقاً، $\alpha = 0.05$. هذا الإجراء الحسابي يتضمن أعداداً كبيرة جداً، والقيم التي يوفرها الجدول ستكون مساعدة، ومن الأفضل استخدام جدول القيم الحرجة عندما يكون ذلك ممكناً.

8.5.2.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية هي $\alpha = 0.05$، والقيمة الاحتمالية المحسوبة هي $p = 0.067$. إذا كانت القيمة الحرجة أكبر من القيمة المحسوبة للاحتمالية، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية. وفي المقابل، إذا كانت القيمة

الحرجة أقل من القيمة المحسوبة للاحتمالية [1]، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. وحيث إنَّ القيمة الحرجة أقل من القيمة المحسوبة للاحتمالية، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

8.5.2.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فرق حقيقي بين اتجاهات الرجال واتجاهات النساء حول جاهزيتهم للعناية بالمرضى، ولكن ثمة ميل شديد بأن يكون الشعور إيجابياً لدى الرجال وسلبياً لدى النساء، ولكنه ليس معنوياً. هذا النوع من الدراسات ينبغي أن يقترح إجراء دراسات أخرى باستخدام عينات أخرى لرؤية ما إذا كان هذا الميل أكثر وضوحاً. أظهر التحليل الذي أجريناه أن هناك بعض الأدلة على وجود بعض الفروقات، وإذا تمَّ إجراء التحليل باستخدام قيمة حرجة أقل تحفظاً مثل $\alpha = 0.01$؛ فإن نتيجة الاختبار الإحصائي ستكون معنوية. وحيث إنَّ نتيجة اختبار فيشر المضبوط لم تكن معنوية إحصائياً $(p > \alpha)$، فإنه ربما لا نهتم بقوة الاقتران بين المتغيرين، ولكن الباحث الذي يرغب في إعادة الدراسة ربما سيكون راغباً في معرفة قوة ذلك الاقتران.

إن حجم التأثير هو مقياس للعلاقة بين المتغيرين، ولإجراء اختبار فيشر المضبوط والذي يتضمن جدولاً توافقياً من نوع 2×2؛ فإننا نُحدِّد حجم التأثير باستخدام معامل فاي (ϕ) (انظر إلى الصيغة الرياضية 8.8). عندما تكون $n = 11$ و $\chi^2 = 4.412$ (حساب χ^2 غير معروض)، فإننا نستخدم الصيغة الرياضية (8.8) لتحديد قيمة ϕ:

$$\phi = \sqrt{\frac{4.412}{11}}$$
$$= \sqrt{0.401}$$
$$\phi = 0.633$$

---

(١) المترجم: لا نرفض الفرضية الصفرية إذا كانت القيمة الاحتمالية المحسوبة أقل من أو تساوي القيمة الحرجة.

إن حجم التأثير لدينا، معامل فاي (ϕ)، هو 0.633، وهذه القيمة تشير إلى مستوى قوي للاقتران بين المتغيرين. بالإضافة إلى ذلك، فإن إعادة الدراسة سيكون أمراً يستحق العناء.

8.5.2.8 كتابة النتائج:

ينبغي عند كتابة النتائج أن يشمل الجدول الذي يعرض التكرارات الفعلية (Actual Frequencies) جميع التكرارات الهامشية (Marginal Frequencies). بالإضافة إلى ذلك، ينبغي ذكر القيمة الاحتمالية p وعلاقتها بالقيمة الحرجة.

يتم في هذا المثال عرض الجدول (8.15). وقد كانت قيمة المعنوية المحسوبة $p = 0.067$ أكبر من القيمة الحرجة، $\alpha = 0.05$، وبالتالي فإننا لن نرفض الفرضية الصفرية، التي تشير إلى أنه لا توجد فروقات بين الرجال والنساء في مسح الاتجاهات الذي يقيس شعورهم عن البرنامج الذي يدرس العناية بالمرضى.

8.5.3 إجراء اختبار فيشر المضبوط باستخدام SPSS:

كما تمت الملاحظة سابقاً، فإن برنامج SPSS يجري اختبار فيشر المضبوط بدلاً عن اختبار χ^2 للاستقلالية إذا كان الجدول التوافقي من نوع 2×2، وخلية واحدة على الأقل للتكرارات المتوقعة أقل من 5. بمعنى آخر، لإجراء اختبار فيشر المضبوط، استخدِم الطريقة نفسها التي استخدَمتها لإجراء اختبار χ^2 للاستقلالية.

تعرض مخرجات SPSS (8.3a) [(١)] و(8.3b) مخرجات SPSS للمسألة المختارة لاختبار فيشر المضبوط والتي تمَّ حسابها سابقاً. لاحظ أن جميع التكرارات الأربعة المتوقعة كانت أقل من 5، وبالإضافة إلى ذلك فإن القيمة المعنوية المحسوبة في اتجاه واحد هي $p = 0.067$.

تعرض مخرجات SPSS (8.3c) حجم التأثير للاقتران. وحيث إنَّ الاقتران لم يكن معنوياً إحصائياً ($p > \alpha$)، فإن حجم التأثير ($\phi = 0.633$) لم يكن محل الاهتمام في هذه الدراسة.

---

(١) المترجم: ينبغي استخدام الحرف الإنجليزي بشكله الكبير (8.3A) و(8.3B) و(8.3C) كما ورَد في عناوين مخرجات SPSS.

Attitude * Gender Crosstabulation

			Gender		Total
			male	female	
Attitude	positive attitude	Count	4	1	5
		Expected Count	2.3	2.7	5.0
	negative attitude	Count	1	5	6
		Expected Count	2.7	3.3	6.0
Total		Count	5	6	11
		Expected Count	5.0	6.0	11.0

مخرجات SPSS (8.3A)

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	4.412[b]	1	.036		
Continuity Correction[a]	2.228	1	.136		
Likelihood Ratio	4.747	1	.029		
Fisher's Exact Test				.080	.067
Linear-by-Linear Association	4.011	1	.045		
N of Valid Cases	11				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 4 cells (100.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 2.27.

مخرجات SPSS (8.3B)

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.633	.036
	Cramer's V	.633	.036
N of Valid Cases		11	

مخرجات SPSS (8.3C)

8.6 أمثلة من الأدبيات البحثية:

نعرض هنا مجموعةً من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تمَّ شرحها في هذا الفصل، حيث قُمنا بتلخيص المشكلة البحثية لكل دراسة بحثية، والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً. وفي حال كنتَ مهتماً بنتائج هذه الدراسات فنحن نُشجّعك على الاطلاع على هذه الدراسات.

أجرى Duffy و Sedlacek (2007) دراسةً مسحية على 3570 طالباً في السنة الأولى بالجامعة لمعرفة العوامل التي يعتبرونها الأكثر أهميةً في اختياراتهم للوظيفة على المدى البعيد. تم استخدام تحليل χ^2 لتقييم الفروقات في قيمة العمل (اجتماعي، خارجي، هيبة، جوهري) وفقاً لنوع الجنس، ودَخْل الوالدين، والعِرق، والطموح التعليمي. وحيث إنَّ البيانات كانت تكرارات لعناصر اسمية فقد استخدم الباحثان اختبار χ^2 للاستقلالية.

قام Ferrari وآخرون (2006) بدراسة تأثير الخبرة في القيادة لدى شريحة الطلاب ذوي مرتبة الشرف الأكاديمية على التعليم والتوظيف لاحقاً. وقد قام الباحثون بسحب مجموعة من الطلاب من خريجي مرتبة الشرف الأكاديمية ومقارنة القادة وغير القادة منهم وفقاً لعدة جوانب من دراساتهم العليا أو توظيفهم. وحيث إنَّ البيانات كانت تكرارات لعناصر اسمية، فقد استخدم الباحثان اختبار χ^2 للاستقلالية.

قام Helsen وآخرون (2006) بتحليل مدى صحة قرار مساعدي الحُكَّام لحالات التسلل في التصفيات النهائية لبطولة كأس العالم فيفا 2002. وبالتحديد فقد استخدم الباحثون تقنية كاميرات الفيديو الرقمية لفحص الحالات، حيث إنها تتضمن زاوية

الرؤية والموقع الخاص بالجسم المتحرك. وقد استخدم الباحثون اختبار χ^2 لجودة المطابقة لتحديد نسبة القرارات الصائبة إلى القرارات غير الصائبة، وإجمالي عدد قرارات التسلل كان متوزعاً بانتظام خلال ست فترات، لمدة 15 دقيقة لكل فترة. استخدم الباحثون أيضاً اختبار χ^2 لجودة المطابقة لتحديد ما إذا كان رفع مساعدي الحُكَّام للراية بالخطأ مقابل عدم رفعهم لها بالخطأ يؤدي إلى تحيُّز في القرار.

قام Shorten وآخرون (2005) بتحليل مسح يتضمن 34 مكتبة أكاديمية في الولايات المتحدة الأمريكية وكندا، التي تستخدم نظام تصنيف ديوي العشري (DDC). هدفت الدراسة إلى معرفة أسباب استمرار هذه المكتبات في استخدام هذا النظام التصنيفي (DDC)، وإذا ما كانوا قد فكَّروا في استخدام نظام تصنيف آخر. بعض أسئلة الدراسة المسحية يتم فيها الطلب من المشاركين الإجابة عن السبب باختيار: "أكثر أهمية" أو "أقل أهمية" أو "ليس سبباً على الإطلاق". وقد تم تحليل الإجابات باستخدام اختبار χ^2 لجودة المطابقة لاختبار مدى اتفاق إجابات المشاركين في الدراسة من المكتبات.

درس Rimm-Kaufman وZhang (2005) التواصل بين آباء الأطفال المصنفين "في مرحلة الخطر" مع حضاناتهم أو مدارسهم التمهيدية. وبالتحديد، تمت دراسة عدد مرات التواصل، صفة أو نوع التواصل، وتوقعات التواصل وفقاً للصفات الاجتماعية والديموغرافية للأسرة. استخدم الباحثان عند تحليل التكرارات اختبارات χ^2، ولكن عندما كانت تكرارات خلايا الجدول تساوي صفراً استخدما الباحثان اختبار فيشر المضبوط.

درس Enander وآخرون (2007) طريقة فحص مستخدمة حديثاً بشأن الشهادة الذاتية في الجودة البيئية والصحية في منشآت تصليح السيارات. قام الباحثون بالتركيز على الصحة والسلامة المهنية، ومكافحة التلوث الجوي، وإدارة النفايات الخطرة، وتصريف مياه الصرف الصحي. تم استخدام اختبار فيشر المضبوط لتحليل الجداول من النوع 2×2، والذي تكون فيه خلايا التكرارات المحسوبة صغيرة نسبياً.

لفحص المشاكل المرضية الناتجة من العنف الجنسي، قام Mansell وآخرون (1998) بمقارنة الأطفال الذين يعانون من عجز النمو مع أطفال لا يعانون من ذلك. وقد تمَّ تحليل البيانات النوعية باستخدام اختبار χ^2 للاستقلالية، ولكن لأنَّ تكرارات

بعض الخلايا كانت أقلَّ من التكرارات المتوقعة التي نحتاجها لاختبار χ^2 ؛ فقد تم استخدام تصحيح ياتس للاتصال.

8.7 ملخص:

نحتاج أحيانًا لتحليل البيانات الاسمية أو النوعية. وفي مثل هذه الحالات، قد تحتاج للبحث في تحديد ما إذا كانت البيانات تُماثِل إحصائياً مجموعة تكرارات معروفة أو متوقعة، أو قد ترغب في تحديد ما إذا كانت هناك فئتان مستقلتان إحصائياً أو أكثر. وفي كلتا الحالتين، يتم تحليل البيانات الاسمية باستخدام إجراء لامعلمي.

عرضنا في هذا الفصل ثلاثة إجراءات لفحص البيانات الاسمية: اختبار χ^2 لجودة المطابقة، واختبار χ^2 للاستقلالية، واختبار فيشر المضبوط. قُمنا بالإضافة إلى ذلك بشرح كيفية تنفيذ هذه الإجراءات باستخدام برنامج SPSS. وأخيراً، عرضنا عدة أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية. سنقوم في الفصل القادم بوصف كيفية تحديد ما إذا كانت سلسلة من الأحداث حدثت بشكل عشوائي.

8.8 تمارين:

١. أراد قسم الشرطة في إحدى البلدات مقارنة متوسط حالات السرقة الشهرية بين أربعة مواقع في البلدة. استخدِم التكرارات المتساوية للفئات لتحديد موقع واحد أو أكثر حيث تتركز أعمال السرقة. البيانات هي كما تظهر في الجدول (8.17).

استخدِم اختبار χ^2 لجودة المطابقة عند قيمة $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كانت حالات السرقة تتركز في موقع واحد أو أكثر. اكتب النتائج.

جدول (8.17)

	متوسط حالات السرقة شهرياً
موقع 1	15
موقع 2	10
موقع 3	19
موقع 4	16

٢. يعتبر اختبار χ^2 لجودة المطابقة أداةً مفيدة للتأكُّد من أنَّ العينات الإحصـــائية تُماثِل تقريباً نسب طبقات المجتمع المسحوبة منه تلك العينات.

ترغب باحثة في تحديد ما إذا كانت العينة المسحوبة عشوائياً تماثل الطبقات العرقية لأطفال في عمر المدارس. وقد استخدمت الباحثة بيانات آخر تعداد صادر للولايات المتحدة الأمريكية، والذي كان في عام 2001. يعرض الجدول (8.18) التركيبة العِرقية لعينة الباحثة، وكذلك النسب العِرقية لتعداد الولايات الأمريكية لعام 2001.

استخدِم اختبار χ^2 لجودة المطابقة عند $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كانت عينة الباحثة تماثل النسب الواردة في تعداد الولايات المتحدة الأمريكية. اكتب النتائج.

جدول (8.18)

العرق	**تكرار العِرق في العينة المسحوبة من قِبل الباحثة**	**نسبة العِرق لأطفال المدارس في أمريكا كما وردت في تعداد الولايات المتحدة الأمريكية لعام 2001**
أبيض	57	72
أسود	21	20
آسيوي، إسباني، جزر المحيط الهادئ	14	8

٣. يرغب باحث في معرفة ما إذا كان هناك اقتران بين مستوى المعلمين التعليمي ومستوى رضائهم الوظيفي. وقد أجرى الباحث دراسة مسحية على 158 معلماً. يعرض الجدول (8.19) تكرارات نتائج المسح ذات العلاقة.

جدول (8.19)

	مستوى المعلم التعليمي (المحسوب)			
	درجة البكالوريوس	**درجة الماجستير**	**درجة فوق الماجستير**	مجاميع الصفوف
راضٍ	60	41	19	120
غير راضٍ	10	13	15	38
مجاميع الأعمدة	70	54	34	158

أولاً، اســتخدِم اختبار χ^2 للاســتقلالية مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كان هناك اقتران بين مسـتوى المعلمين التعليمي ومسـتوى رضــاهم. حدِّد بعد ذلك حجم تأثير الاقتران، واكتب النتائج.

٤. قامت أستاذة جامعية بتوزيع استبانة مكونة من عشرة أسئلة على طلابها؛ وذلك لمعرفة مسـتوى رضـا الطلاب عن المادة. تم تصـميم الاسـتبانة بحيث يتم قياس إجابات الأسـئلة وفق مقياس ليكرت الخماســي، وتكون إجابات الاســتبانة لكل مشــارك يتراوح مداها من 20+ إلى 20–. يعرض الجدول (8.20) نتائج طلاب الصف الذين بلغ عددهم 13 طالباً والذين قيَّموا الأستاذة.

جدول (8.20)

المشارك	نوع الجنس	الدرجة	الرضا
1	ذكر	+12	+
2	ذكر	+6	+
3	ذكر	−5	−
4	ذكر	−10	−
5	ذكر	+17	+
6	ذكر	+4	+
7	أنثى	−2	−
8	أنثى	−13	−
9	أنثى	+10	+
10	أنثى	−8	−
11	أنثى	−11	−
12	أنثى	−4	−
13	أنثى	−14	−

استخدِم اختبار فيشر المضبوط مع اختيار $\alpha = 0.05$ لتحديد ما إذا كانت هناك اقتران بين نوع الجنس ورضا طلاب الصف عن المادة. حدِّد بعد ذلك حجم تأثير الاقتران، واكتب النتائج.

8.9 حلول التمارين:

١. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS ‏(8.4a) [١] و(8.4b). وفقاً للبيانات فإن نتائج اختبار χ^2 لجودة المطابقة لم تكن معنوية $(\chi^2_{(3)} = 2.800,\ p > 0.05)$، ومن ثَمَّ فإنه لا يوجد موقع مُحدَّد تحدث فيه حالات سرقة أكثر أو أقل من بقية المواقع بشكل ملحوظ.

Location

	Observed N	Expected N	Residual
Location 1	15	15.0	.0
Location 2	10	15.0	-5.0
Location 3	19	15.0	4.0
Location 4	16	15.0	1.0
Total	60		

مخرجات SPSS (8.4A)

Test Statistics

	Location
Chi-Square	2.800[a]
df	3
Asymp. Sig.	.423

a. 0 cells (0.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 15.0.

مخرجات SPSS (8.4B)

(١) المترجم: ينبغي استخدام الحرف الإنجليزي بشكله الكبير (8.4A) و(8.4B) كما ورد في عناوين مخرجات SPSS.

٢. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (8.5a) [1] و(8.5b).

Race

	Observed N	Expected N	Residual
White	57	66.2	-9.2
Black	21	18.4	2.6
Asian, Hispanic, or Pacific Islander	14	7.4	6.6
Total	92		

مخرجات SPSS (8.5A)

Test Statistics

	Race
Chi-Square	7.647[a]
df	2
Asymp. Sig.	.022

a. 0 cells (0.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 7.4.

مخرجات SPSS (8.5B)

وفقاً للبيانات، فإن نتائج اختبار χ^2 لجودة المطابقة كانت معنوية $(\chi^2_{(2)} = 7.647,\ p < 0.05)$؛ ومن ثَمَّ فإن الطبقات العِرقية للعينة تماثل تقريباً التركيبة العِرقية لأطفال المدارس الواردة في تعداد الولايات المتحدة الأمريكية لعام 2001.

(١) المترجم: ينبغي استخدام الحرف الإنجليزي بشكله الكبير (8.5A) و(8.5B) كما ورد في عناوين مخرجات SPSS.

٣. نتـائج التحليـل هي كمـا تظهر في مخرجـات برنـامج SPSS (8.6a) [1] إلى (8.6c).

Job_Satisfaction * Education_Level Crosstabulation

			Education_Level			
			Bachelor Degree	Master Degree	Post-Master Degree	Total
Job_Satisfaction	Satisfied	Count	60	41	19	120
		Expected Count	53.2	41.0	25.8	120.0
	Unsatisfied	Count	10	13	15	38
		Expected Count	16.8	13.0	8.2	38.0
Total		Count	70	54	34	158
		Expected Count	70.0	54.0	34.0	158.0

مخرجات SPSS (8.6A)

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	11.150[a]	2	.004
Likelihood Ratio	10.638	2	.005
Linear-by-Linear Association	10.593	1	.001
N of Valid Cases	158		

a. 0 cells (0.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 8.18.

مخرجات SPSS (8.6B)

(١) المترجم: ينبغي اســتخدام الحرف الإنجليزي بشــكله الكبير (8.6A) إلى (8.6C) كما ورد في عناوين مخرجات SPSS.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.266	.004
	Cramer's V	.266	.004
N of Valid Cases		158	

مخرجات SPSS (8.6C)

كما هو واضح من مخرجات SPSS (8.6a)، فإنه لا توجد أي خلية تكرارها أقل من 5، وبالتالي فإن اختبار χ^2 كان فعلاً أداةَ التحليل المناسبة. أما بالنسبة لحجم التأثير، وحيث إنَّ حجم الجدول التوافقي كان أكبر من2×2، فإن استخدام إحصاء كرامر V كان مناسباً.

وفقاً للبيانات، فإن نتائج اختبار χ^2 للاستقلالية كانت معنوية $(\chi^2_{(2)} = 11.150, p < 0.05)$، وبالتالي فإن التحليل يُقدِّم إثباتاً بأن مستوى المعلمين التعليمي يختلف بين المعلمين وفق رضاهم الوظيفي [1]. بالإضافة إلى ذلك، فإن حجم التأثير $(V = 0.266)$ يشير إلى أن مستوى الاقتران بين المتغيرين متوسط.

٤. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (8.7a) [2] إلى (8.7c).

(١) المترجم: بالرغم من أن الدراسة اقترانية ولا قيمة للترتيب، إلا أن الأكثر مناسبة القول إن رضا المعلمين يختلف وفق مستواهم التعليمي.

(٢) المترجم: ينبغي استخدام الحرف الإنجليزي بشكله الكبير (8.6A) إلى (8.6C) كما ورد في عناوين مخرجات SPSS.

Satisfaction * Gender Crosstabulation

			Gender		Total
			male	female	
Satisfaction	positive	Count	4	1	5
		Expected Count	2.3	2.7	5.0
	negative	Count	2	6	8
		Expected Count	3.7	4.3	8.0
Total		Count	6	7	13
		Expected Count	6.0	7.0	13.0

مخرجات SPSS (8.7A)

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	3.745[a]	1	.053		
Continuity Correction[b]	1.859	1	.173		
Likelihood Ratio	3.943	1	.047		
Fisher's Exact Test				.103	.086
Linear-by-Linear Association	3.457	1	.063		
N of Valid Cases	13				

a. 4 cells (100.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 2.31.

b. Computed only for a 2x2 table

مخرجات SPSS (8.7B)

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.537	.053
	Cramer's V	.537	.053
N of Valid Cases		13	

مخرجات SPSS (8.7C)

كما هو واضح من مخرجات SPSS (8.7a)، فإن التكرارات المتوقعة لجميع الخلايا أقل من 5، ومن ثَمَّ فإن اختبار فيشر المضبوط كان أداةَ تحليل مناسبة. أما بالنسبة لحجم التأثير، وحيث إنَّ حجم الجدول التوافقي كان من 2×2؛ فإن معامل فاي (ϕ) كان مناسباً.

وفقاً للبيانات، فإن نتائج اختبار فيشر المضبوط لم تكن معنوية ($p = 0.086$) عند $\alpha = 0.05$، وبالتالي فإن التحليل يقدِّم إثباتاً بأنه لا يوجد اقتران بين نوع الجنس والرضا عن المادة. بالإضافة إلى ذلك، فإن حجم التأثير ($\phi = 0.537$) ليس محل الاهتمام في هذه الدراسة؛ وذلك لأن الاقتران بين المتغيرين ليس معنوياً.



الفصل التاسع

اختبار العشوائية: اختبار التتابع

9.1 الأهداف:

سوف تتعلم في هذا الفصل المواضيع التالية:

- كيف تستخدم اختبار التتابع (Runs Test) للعشوائية (Randomness) وذلك بتحليل سلسلة من الأحداث.
- كيف تقوم بإجراء اختبار التتابع باستخدام برنامج SPSS.

9.2 مقدمة:

يرغب كل مستثمر في سوق الأوراق المالية أن يكون قادراً على التنبؤ بسلوك أداء السوق. هل هناك نمط معين لدورة ربح أو خسارة السوق، أم أن الأحداث عشوائية؟ بإمكان الشخص أن يقدم إجابة مبررة لهذا السؤال وذلك بإجراء تحليل العشوائية.

إن اختبار التتابع (والذي يُسمَّى أحياناً اختبار التتابع والد والفويتز Wald-Wolfowitz Runs Test) هو إجراء إحصائي لفحص عشوائية سلسلة من الأحداث. ولا يوجد لهذا الاختبار اللامعلمي (Nonparametric Test) اختبار معلمي مكافئ له. سنقوم في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء اختبار التتابع وكذلك تفسير نتائجه وذلك للعينات صغيرة الحجم وكذلك العينات كبيرة الحجم. بالإضافة إلى ذلك، سنقوم بشرح كيفية القيام بهذا الإجراء باستخدام برنامج SPSS. وأخيراً، سنعرض أمثلةً متنوعة لهذه الإحصاءات اللامعلمية من الأدبيات البحثية.

9.3 اختبار التتابع للعشوائية:

يهدف اختبار التتابع لتحديد ما إذا كانت سلسلة من الأحداث تقع بطريقة عشوائية أو بسبب المصادفة فقط. وحتى نفهم معنى التتابع، لنفترض أن لدينا تسلسلاً يتم تمثيله

بواسطة رمزين، A وB. وكمثال بسيط على هذا هو رمي عملة معدنية عدة مرات؛ حيث A هو رمز يمثِّل وجه الصورة للعملة، وB هو رمز يمثل وجه الكتابة. وكمثال آخر عن اختيار حيوان ما للبدء أولاً بالشرب أو الطعام، وهنا A يمثل الأكل أولاً وB يمثل الشرب أولاً.

إن الخطوات الأولى هي أن تُسجَّل الأحداث في تسلسل مرتب، ونقوم بعد ذلك بحساب عدد التتابعات. إنَّ التتابع هو تسلسل أو تتابع لنفس الحدث سواءً لمرة واحدة أو عدة مرات. وكمثال على ذلك، لنفترض أنه لدينا تسلسلان للأحداث: التسلسل الأول كالتالي: AAAAAABBBBBB. قسِّم بعد ذلك التسلسل إلى نفس المجموعتين كما يظهر في الشكل (9.1). ي هذا المثال، يوجد تلاحقان، $R = 2$. هذا هو نمط الاتجاه (Trend Pattern)، حيث الأحداث المتشابهة تتجمع مع بعضها ولا تمثِّل سلوكاً عشوائياً.

AAAAAA BBBBBB

1 2

شكل (9.1)

افترض التسلسل الثاني كالتالي: ABABABABABAB. وبالمثل قسِّم التسلسل إلى نفس المجموعات (كما يظهر في الشكل 9.2) وذلك لتحديد عدد التتابعات. يوجد في هذا المثال 12 تتابعاً، $R = 12$، وتُمثِّل نمطاً دورياً ولا تمثل أيضاً سلوكاً عشوائياً. كما تبيَّن من المثالين السابقين، فإن التسلسل الذي يكون فيه عدد التتابع قليلاً جداً أو كبيراً جداً يفتقد العشوائية.

A B A B A B A B A B A B

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12

شكل (9.2)

بالإضافة إلى ذلك، فإن التتابع يمكنه وصف حدوث تسلسل الأحداث وفقاً لعلاقته لنقطة معينة. استخدِم رمزين وليكونا A وB، وذلك لتعريف ما إذا كان حدث ما يتجاوز نقطة معينة أو أقل منها. مثال بسيط على هذا، أن تكون هذه النقطة هي نقطة تجمُّد الماء، حيث A هي درجة الحرارة أعلى من $0^{\circ}C$، وB هي درجة الحرارة أقل من $0^{\circ}C$. في هذا المثال، سجِّلْ ببساطة الأحداث بالترتيب لتحديد عدد التتابعات كما تمَّ وصفه سابقاً.

بعد تحديد عدد التتابعات، يجب أن يتم اختبار معنويته، حيث نستطيع استخدام جدول القيم الحرجة (Critical Values) (انظر إلى جدول (B.9) في الملحق B). ولكن عندما تتجاوز أعداد القيم في كل عينة n_1 أو n_2 تلك القيم المتوفرة في الجدول، فإننا نستخدم تقريب العينات كبيرة الحجم (Large Sample Approximation). للعينات كبيرة الحجم، احسب القيمة المعيارية z (*z-score*)، واستخدِم جدول التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) (انظر إلى جدول (B.1) في الملحق B)؛ وذلك للحصول على المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. ويتم استخدام الصيغ الرياضية (9.1) و(9.2) و(9.3) و(9.4) و(9.5) لإيجاد القيمة المعيارية z لاختبار التتابع للعينات كبيرة الحجم:

$$\bar{x}_R = \frac{2n_1n_2}{n_1+n_2}+1 \tag{9.1}$$

حيث $\bar{x}_R$ هي القيمة المتوسطة للتتابعات، و n_1 هو عدد مرات وقوع الحدث الأول، و n_2 هو عدد مرات وقوع الحدث الثاني.

$$s_R = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2-n_1-n_2)}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)}} \tag{9.2}$$

حيث s_R هو الانحراف المعياري للتتابعات.

$$z^* = \frac{R+h-\bar{x}_R}{s_R} \tag{9.3}$$

حيث z^* هي القيمة المعيارية z للتقريب الطبيعي للبيانات، وR هو عدد التتابعات، و h هو معامل تصحيح الاتصال ± 0.5، حيث

$$h = +0.5 \text{ عندما } R < (2n_1n_2 / (n_1 + n_2) + 1) \quad (9.4)$$ [١]

و

$$h = -0.5 \text{ عندما } R > (2n_1n_2 / (n_1 + n_2) + 1) \quad (9.5)$$ [٢]

9.3.1 مسألة مختارة لاختبار التتابع (العينات صغيرة الحجم):

تهدف الدراسة التالية إلى اختبار التحيُّز وفق نوع الجنس في تدريس مادة العلوم، حيث تمت مراقبة مدرس مادة العلوم خلال فترة مناقشة اعتيادية داخل الصف، ويقوم المراقب بتسجيل نوع جنس الطالب الذي يوجِّه له المدرس السؤال. خلال مدة 15 دقيقة وجَّه المدرس أسئلة إلى 10 طلاب و10 طالبات، وقد لاحظ المراقب أن مدرس مادة العلوم وجَّه الأسئلة إلى عدد متساوٍ من الطلاب الذكور ولكنه أراد أن يعرف ما إذا كان هناك نمط مُحدَّد للبيانات. ولمعرفة ما إذا كان المدرس استخدَمَ ترتيباً عشوائياً لتوجيه الأسئلة للطلاب وفق نوع جنسهم؛ قام المراقب باستخدام اختبار التتابع للعشوائية. باستخدام الحرف M للدلالة على الذكر وF للأنثى، فإن تسلسل الطلاب الذين وجَّه لهم المدرس الأسئلة هو MFFMFMFMFFNFFFMMFMMM.

9.3.1.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية (Null Hypothesis) إلى أن تسلسل الأحداث عشوائي، أما فرضية البحث (Research Hypothesis) فتشير إلى أن تسلسل الأحداث غير عشوائي.

---

(١) المترجم: التعبير المكافئ لهذا هو: $R < \overline{x}_R$

(٢) المترجم: تمَّ إغفال حالة تساوي $R = \overline{x}_R$ في الصيغتين (9.4) و(9.5). شرط الصيغة (9.5) يصبح $R \geq (2n_1n_2 / (n_1 + n_2) + 1)$

الفرضية الصفرية هي:

H_0 : تسلسل الطلاب وفق نوع جنسهم (ذكر أو أنثى) الذين تمَّ توجيه الأسئلة لهم، كان عشوائياً.

فرضية البحث هي:

H_A : تسلسل الطلاب وفق نوع جنسهم (ذكر أو أنثى) الذين وجَّه لهم المدرس الأسئلة، غير عشوائي.

9.3.1.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر (Level of Risk) الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) عادةً ليكون 0.05. في مثالنا هذا سنستخدم $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أن أيَّ فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

9.3.1.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

يقوم المراقب باختبار عشوائية البيانات، وبالتالي فإنه يستخدم اختبار التتابع للعشوائية.

9.3.1.4 احسِب إحصاء الاختبار:

أولاً، حدِّد عدد التتابعات، R، ولعمل ذلك فإنه من المفيد تقسيم الأحداث كما يظهر في الشكل (9.3). إنَّ عدد التتابعات في التسلسل هو R = 13.

M	FF	M	F	M	F	M	FF	M	FFF	MM	F	MMM
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13

شكل (9.3)

9.3.1.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

ولأنَّ حجم العينتين صغير، فإننا نستخدم الجدول (B.10) في الملحق (B)، والذي يتضمن القيم الحرجة لاختبار التتابع. يوجد لدينا 10 ذكور (n_1) و 10 إناث (n_2)، وبالتالي يتم إيجاد القيم الحرجة من الجدول عند النقطة $n_1 = 10$ و $n_2 = 10$. وعند اختيار $\alpha = 0.05$ فإن المنطقة الحرجة لاختبار التتابع هي $6 < R < 16$. عندما يكون عدد التتابعات R هو 6 أو أقل، أو 16 أو أكثر؛ فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

9.3.1.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

لقد وجدنا أن R = 13، وهذه القيمة تقع في المنطقة الحرجة$(6 < R < 16)$. وبالتالي فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية.

9.3.1.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى أن تسلسل الأحداث كان عشوائياً. وبالتالي فإنه يمكننا القول إن ترتيب اختيار المدرس للذكور والإناث من الطلاب المُوجَّه لهم الأسئلة هو عشوائي.

9.3.1.8 كتابة النتائج:

ينبغي عند كتابة نتائج اختبار التتابع أن تتضمن معلومات؛ كحجم العينة لكل مجموعة، وعدد التتابعات، وعلاقة القيمة الاحتمالية p $(p - value)$بقيمة α المختارة.

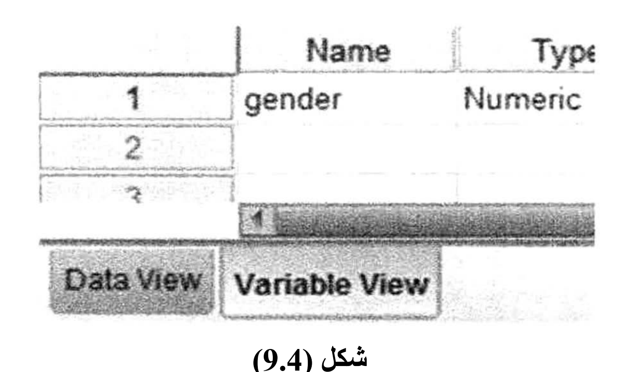
أشـــار اختبـار التتـابع في هـذا المثـال إلى أن التسـلســـل كـان عشـــوائيـاً $(R = 13,\ n_1 = 10,\ n_2 = 10,\ p > 0.05)$. وبالتالي، فإن هذه الدراســة تُقدِّم دليلاً بأن مدرس مادة العلوم لم يكن منحازاً للطلاب وفق نوع جنسهم.

9.3.2 إجراء اختبار التتابع باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام SPSS.

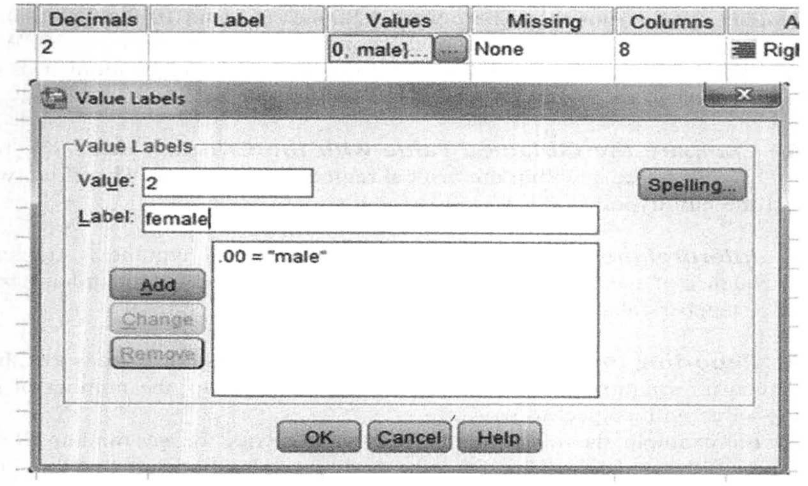
9.3.2.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. بعد ذلك، اكتب أسماء المتغيرات في عمود الاسم "Name". وكما يظهر في الشكل (9.4) فإنه تمت تسمية المتغير نوع الجنس "gender".



شكل (9.4)

نستخدم بعد ذلك متغيرَ المجموعة (Grouping Variable)، ومن الأسهل غالباً أن نُعيِّن قيمةً عددية كاملة (Whole Number) لكل مجموعة. كما هو واضح في الشكل (9.5) فإنه لدينا مجموعتان: ذكر "male" وأنثى "female". أولاً، نقوم باختيار عمود القيم "Values"، ونضغط على المربع الرمادي، وبعد ذلك نقوم بتعيين القيمة 0 لتُمثِّل "male"، والقيمة 2 لتُمثِّل "female". بعد ذلك، نستخدم زر الإضافة "Add" لنقل تسميات المتغير إلى الجدول. لم نستخدم القيمة (1)؛ وذلك لأننا سنستخدمها في الخطوة الثالثة كقيمة مرجعية لمقارنة الأحداث. وحال الانتهاء من هذه الخطوة، نضغط زر "OK" للرجوع إلى عرض المتغيرات "Variable View" في برنامج SPSS.



شكل (9.5)

9.3.2.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في الشاشة (انظر إلى الشكل 9.6). أدخِل قيم البيانات في العمود بنفس الترتيب الذي وردت فيه. تذكَّر أننا أدخلنا القيمة (0) لتمثِّل الذكر "male" و(2) لتُمثِّل أنثى "female".

	gender
1	.00
2	2.00
3	2.00
4	.00
5	2.00
6	.00
7	2.00
8	.00
9	2.00
10	2.00
11	.00
12	2.00

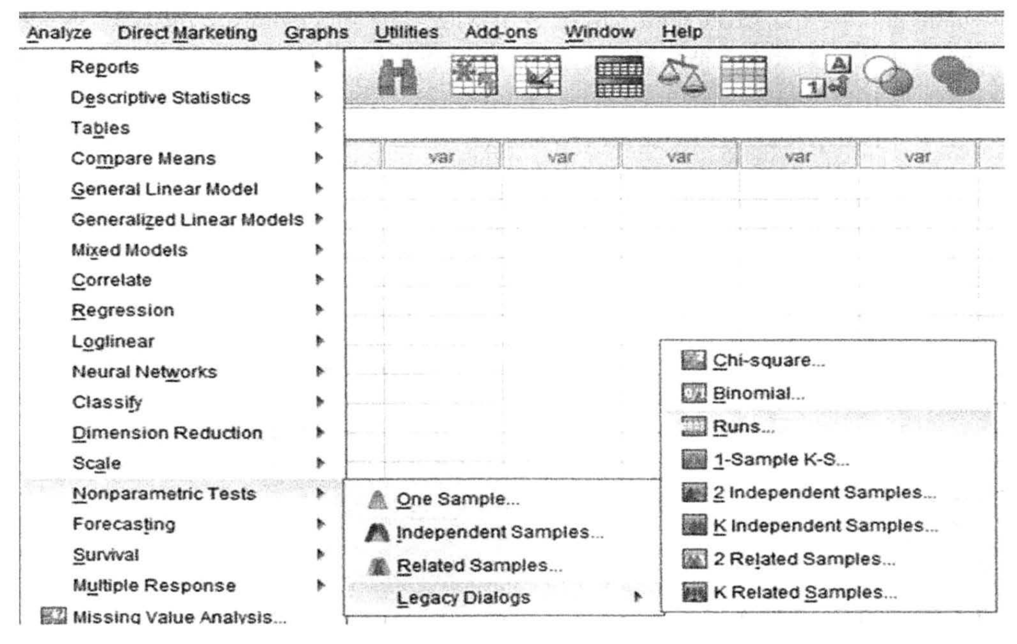
Data View | Variable View

شكل (9.6)

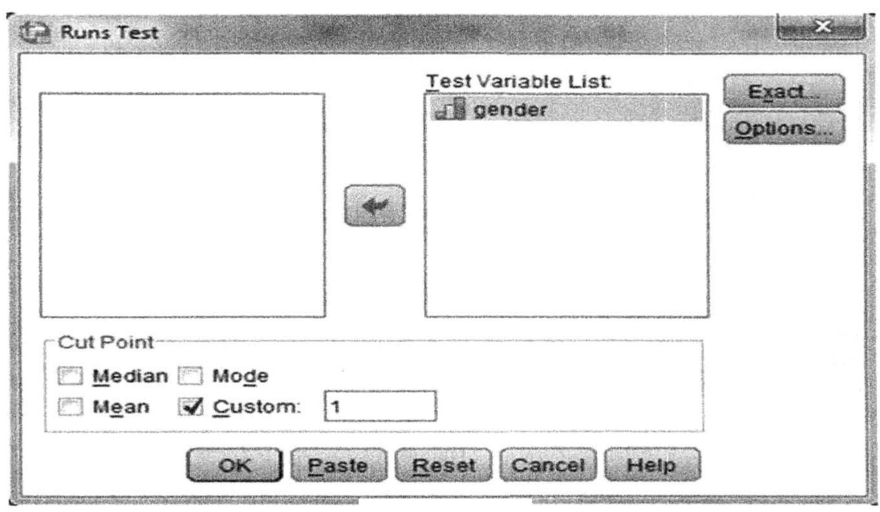
9.3.2.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو موضَّح في الشكل (9.7)، استخدِم القوائم المنسدلة لاختيار التحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs" ثم التتابع "Runs…".

يتطلب اختبار التتابع تحديد نقطة مرجعية لمقارنة الأحداث، وكما يظهر في الشكل (9.8) أسفل الحقل الخاص بالنقطة الفاصلة "Cut Point"، قُم بإلغاء اختيار الوسيط "Median"، واختر المربع بجانب تخصيص "Custom". أدخِل قيمة تقع بين القيمتين اللتين تمَّ تحديدهما لتمثيل الحدثين، وحيث إنَّنا استخدمنا في مثالنا هذا 0 و2 كقيمتين للحدثين فأدخِل 1 كقيمة مُخصَّصة. بعد ذلك، قُم بتحديد المتغير واستخدِم زر السهم لنقل المتغير مع قيم البيانات إلى صندوق جدول متغير الاختبار " Test Variable List:"، وفي مثالنا هذا نختار متغيرَ نوع الجنس "gender". أخيراً، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.



شكل (9.7)



شكل (9.8)

9.3.2.4 فسِّر النتائج من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض جدول مخرجات اختبار التتابع (انظر إلى مخرجات SPSS 9.1) عدد قيم البيانات $(N=20)$، وعدد التتابعات $(R=13)$. بالإضافة إلى ذلك، فإن برنامج SPSS يحسب أيضاً القيمة المعيارية z $(z^{*}=0.689)$، والقيمة المعنوية غير الموجهة $(p=0.491)$.

Runs Test

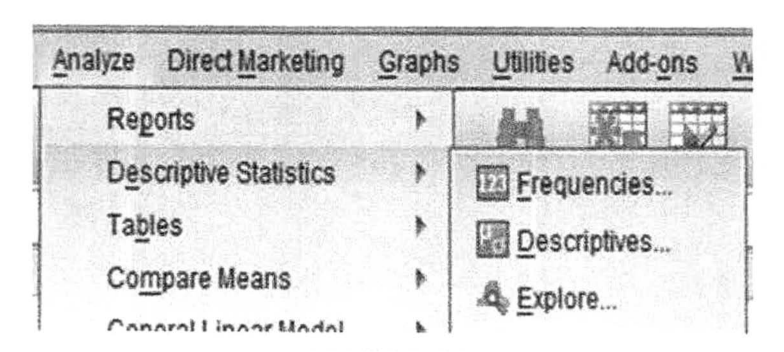
	gender
Test Value[a]	1.0000
Total Cases	20
Number of Runs	13
Z	.689
Asymp. Sig. (2-tailed)	.491

a. User-specified.

مخرجات SPSS (9.1)

9.3.2.5 حدِّد تكرارات القيم لكل حدث:

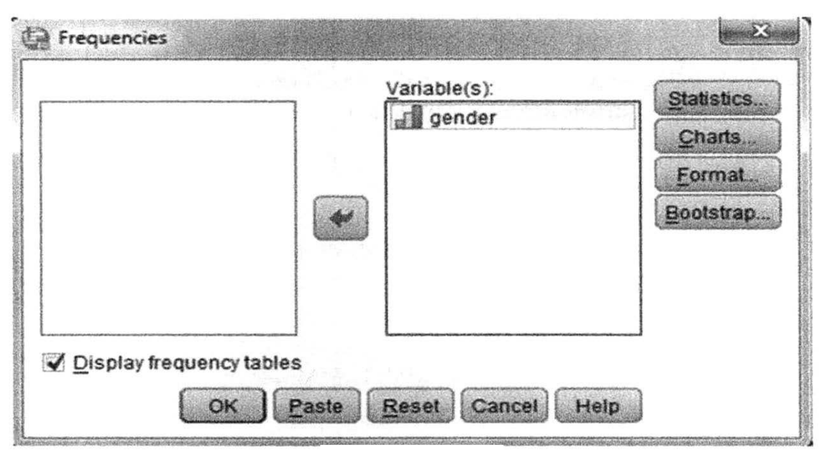
لكي نُحدِّد عدد القيم لكل حدث، فإن ذلك يتطلب القيام بمجموعة من الخطوات الإضافية. كما هو موضَّح في الشكل (9.9)، استخدِم القوائم المنسدلة لاختيار التحليل "Analyze"، ثم اختر منها الإحصاءات الوصفية "Descriptive Statistics"، ثم اختر منها التكرارات "...Frequencies".



شكل (9.9)

استخدِم بعد ذلك زر السهم لنقل المتغير وقيم البيانات إلى صندوق المتغيرات ":Variable(s)" كما هو مُوضَّح في الشكل (9.10). كما عملنا في السابق، فإننا نختار متغير نوع الجنس "gender"، وأخيراً اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.

يعرض جدول مخرجات SPSS الثاني (انظر إلى مخرجات SPSS 9.2) تكرارات كل حدث. وبناءً على النتائج التي حصلنا عليها من SPSS، فإن اختبار التتابع يشير إلى أن تسلسل الأحداث كان عشوائياً $(R = 13,\ n_1 = 10,\ n_2 = 10,\ p > 0.05)$. وبناءً على ذلك، فإن اختيار مدرس مادة العلوم للطلاب كونهم ذكوراً أو إناثاً لتوجيه الأسئلة إليهم كان عشوائياً.



شكل (9.10)

gender

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	male	10	50.0	50.0	50.0
	female	10	50.0	50.0	100.0
	Total	20	100.0	100.0	

مخرجات SPSS (9.2)

9.3.3 مسألة مختارة عن اختبار التتابع (العينات كبيرة الحجم):

تم إعادة الدراسة السابقة التي اختبرت التحيز لنوع الجنس، ولكن في هذه المرة تمَّت مراقبة مدرس آخر ذكر لمادة العلوم، ولمدة فترة زمنية أطول. وكما في الدراسة السابقة، فإن المراقب قام بتسجيل نوع جنس الطالب الذي يُوجِّه له المدرس السؤال. خلال مدة 30 دقيقة، وجَّه المدرس الأسئلة إلى 23 طالباً ذكراً و14 طالبة. سنقوم مرة أخرى باختبار ما إذا كان هناك نمطٌ محدَّد للبيانات، واستخدام اختبار التتابع لمعرفة ما إذا كان تحديد أو اختيار الطلاب تمَّ وفق نوع جنسهم. ولكن في هذه المرة، وحيث إنَّ عينة واحدة على الأقل حجمها أكبر؛ فإننا سنستخدم تقريبَ العينة كبيرة الحجم. وباستخدام الحرف M للدلالة على الطالب الذكر وF للدلالة على الأنثى، فإن تسلسل الطلاب الذين وجَّه لهم المدرس الأسئلة هو FFMMFFFMFFFMMFMMMMFMMMMMMFMFMMFMMMMMF.

9.3.3.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أن تسلسل الأحداث عشوائي، أما فرضية البحث فتشير إلى أن تسلسل الأحداث غير عشوائي.

الفرضية الصفرية هي:

H_0 : تسلسل الطلاب وفق نوع جنسهم (مذكر أو مؤنث) المُوجَّهة لهم الأسئلة عشوائي.

فرضية البحث هي:

H_A : تسلسل الطلاب وفق نوع جنسهم (مذكر أو مؤنث) الموجهة لهم الأسئلة غير عشوائي.

9.3.3.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم عادةً اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) ليكون 0.05. وسنستخدم في هذا المثال $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أن أيَّ فَرْق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

9.3.3.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

يقوم المراقب باختبار عشوائية البيانات، وبالتالي فإنه يستخدم اختبار التتابع للعشوائية.

9.3.3.4 احسب إحصاء الاختبار:

أولاً، حدِّد عدد التتابعات R. ولعمل ذلك فإنه من المفيد تقسيم الأحداث كما يظهر في الشكل (9.11). إنَّ عدد التتابعات في التسلسل هو R = 17.

FF	MM	FFF	M	FFF	MM	F	MMMM	F
1	2	3	4	5	6	7	8	9

MMMMMM	F	M	F	MM	F	MMMMM	F
10	11	12	13	14	15	16	17

شكل (9.11)

يتجاوز عدد القيم التي لدينا تلك القيم المتوفرة في جدول القيم الحرجة لاختبار التتابع (جدول B.10) في الملحق (B) والذي يقتصر على $n_1 \le 20$ و $n_2 \le 20$)؛ ولذلك فإننا سنُوجِد قيمةً معيارية z للبيانات التي لدينا وذلك باستخدام التقريب للتوزيع الطبيعي. أولاً، يجب أن نُوجِد المتوسط $\bar{x}_R$ والانحراف المعياري s_R للبيانات:

$$\bar{x}_R = \frac{2n_1n_2}{n_1+n_2}+1 = \frac{2(23)(14)}{23+14}+1$$

$$= \frac{644}{37}+1 = 17.4+1$$

$$\bar{x}_R = 18.4$$

و

$$s_R = \sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2-n_1-n_2)}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)}} = \sqrt{\frac{2(23)(14)(2(23)(14)-23-14)}{(23+14)^2(23+14-1)}}$$

$$= \sqrt{\frac{(644)(644-23-14)}{(37)^2(36)}} = \sqrt{\frac{(644)(607)}{(1369)(36)}}$$

$$= \sqrt{\frac{390,908}{49,284}} = \sqrt{7.932}$$

$$s_R = 2.86$$

نحسب بعد ذلك القيمة المعيارية z ، ولحساب ذلك نستخدم قيم معامل تصحيح الاتصال (Correction for Continuity)، والمتوسط، والانحراف المعياري، وعدد التتابعات $(R = 17)$. والقيمة الوحيدة التي نحتاج حسابها هي معامل تصحيح الاتصال h. تذكَّر أن $h = +0.5$ عندما يكون $R < (2n_1n_2 / (n_1 + n_2) + 1)$، و $h = -0.5$ عندما يكون $R > (2n_1n_2 / (n_1 + n_2) + 1)$. في مثالنا هذا لدينا:

$$2n_1n_2 / (n_1 + n_2) + 1 = 2(23)(14) / (23 + 14) + 1 = 18.4$$

وحيث إنَّ $17 < 18.4$ فإننا نختار $h = +0.5$.

الآنَ، نستخدم الصيغة الرياضية للقيمة المعيارية z مع معامل تصحيح الاتصال:

$$z^* = \frac{R + h - \bar{x}_R}{s_R} = \frac{17 + (+0.5) - 18.4}{2.816}$$

$$z^* = -0.3196$$

9.3.3.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضية الصفرية باستخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

يتم استخدام الجدول (B.1) في الملحق (B) وذلك لتحديد المنطقة الحرجة للقيم المعيارية z. وللاختبار غير الموجَّه (Two-Tailed Test) مع اختيار $\alpha = 0.05$، فإنه يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية عندما يكون $-1.96 \le z^* \le 1.96$.

9.3.3.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

لقد وجدنا أن z^* تقع في المنطقة الحرجة للتوزيع، $-1.96 \le -0.3196 \le 1.96$. وبالتالي فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية. هذا يشير إلى أن ترتيب اختيار مدرس مادة العلوم للطلاب الذكور والإناث عند توجيه الأسئلة إليهم كان عشوائياً.

9.3.3.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى أن تسلسل الأحداث كان عشوائياً، ومن ثَمَّ فإن البيانات تشير إلى أن ترتيب اختيار المدرس للذكور والإناث من الطلاب عند توجيه الأسئلة إليهم كان عشوائياً.

9.3.3.8 كتابة النتائج:

وفقاً للتحليل الذي أجريناه، فإن اختبار التتابع أشار إلى أن التسلسل كان عشوائياً $(R = 17, n_1 = 23, n_2 = 14, p > 0.05)$. وبالتالي، فإن هذه الدراسة تقدِّم دليلاً بأن مدرس مادة العلوم لم يكن منحازاً للطلاب وَفْق نوع الجنس.

9.3.4 مسألة مختارة عن اختبار التتابع بمرجعية القيمة المخصصة:

يسعى مدرس مادة العلوم في المثال السابق إلى اختبار نمط أداء الطالب المتدني في الاختبارات القصيرة الأسبوعية. وباعتبار أن علامة اجتياز هذه الاختبارات القصيرة 70، فقد رسب الطالب في بعض المرات، ونجح في مرات أخرى. يسعى المدرس لتحديد ما إذا كان أداء الطالب عشوائياً أم لا. يعرض الجدول (9.1) علامات الطالب في الاختبارات القصيرة الأسبوعية لمدة 12 أسبوعاً.

جدول (9.1)

الأسبوع	علامة الطالب في الاختبار
1	65
2	55
3	95
4	15
5	75
6	65
7	80
8	75
9	60
10	55
11	75
12	80

9.3.4.1 حدِّد الفرضية الصفرية وفرضية البحث:

تشير الفرضية الصفرية إلى أن تسلسل الأحداث عشوائي؛ أما فرضية البحث فتشير إلى أن تسلسل الأحداث غير عشوائي.

الفرضية الصفرية هي:

H_0 : التسلسل الذي يرسب وينجح فيه الطالب في الاختبارات القصيرة الأسبوعية لمادة العلوم، عشوائي.

فرضية البحث هي:

H_A: التسلسل الذي يرسب وينجح فيه الطالب في الاختبارات القصيرة الأسبوعية لمادة العلوم، غير عشوائي.

9.3.4.2 حدِّد مستوى الخطر (أو مستوى المعنوية) المرتبط بالفرضية الصفرية:

يتم اختيار مستوى الخطر الذي يُدعى أيضاً ألفا (α) عادةً ليكون 0.05. في مثالنا هذا، سنستخدم $\alpha = 0.05$، التي تعني بشكل آخر أنَّ أي فرق إحصائي محسوب سيكون حقيقياً بنسبة 95% وليس بسبب المصادفة.

9.3.4.3 اختر إحصاء الاختبار المناسب:

يقوم المراقب باختبار عشوائية البيانات، ومن ثَمَّ فإنه يستخدم اختبار التتابع للعشوائية.

9.3.4.4 احسِب إحصاء الاختبار:

حيث إنَّ علامة اجتياز الاختبارات القصيرة الأسبوعية هي 70، فإن القيمة الفاصلة (Custom Value) هي 69.9. يجب علينا أن نُحدِّد ما إذا كانت علامات الطالب أكبر من قيمة التخصيص أو أقل منها. كما يظهر في الجدول (9.2)، فإننا أشرنا لعلامات الاختبارات التي هي أكبر من درجة التخصيص بعلامة (+)، ولعلامات الاختبارات التي هي أقل من درجة التخصيص بعلامة (–).

بعد ذلك نقوم بحساب عدد مرات التتابع R. عدد مرات التتابع لهذا التسلسل هو $R = 8$.

جدول (9.2)

الأسبوع	علامة الطالب في الاختبار	علاقة علامة الاختبار بقيمة التخصيص
1	65	–
2	55	–
3	95	+
4	15	–
5	75	+
6	65	–
7	80	+
8	75	+
9	60	–
10	55	–
11	75	+
12	80	+

9.3.4.5 حدِّد القيمة الحرجة اللازمة لرفض الفرضـية الصـفرية باسـتخدام الجدول المناسب للقيم الحرجة لإحصاء مُحدَّد:

ولأنَّ حجم العينات صغير، فإننا نستخدم الجدول (B.1) في الملحق (B) والذي يتضمن القيمَ الحرجة لاختبار التتابع. ويتم إيجاد القيم الحرجة في الجدول عند النقطة التي يكون فيها $n_1 = 6$ و $n_2 = 6$. باختيار $\alpha = 0.05$ فإن المنطقة الحرجة لاختبار

التتابع هي $3 < R < 11$ ؛ ومن ثَمَّ فإنه عندما يكون عدد التتابعات R يبلغ 3 أو أقل أو 11 أو أكبر، فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

9.3.4.6 قارِن القيمة المحسوبة مع القيمة الحرجة:

لقد وجدنا $R = 8$ ، وحيث إنَّ هذه القيمة تقع في المنطقة الحرجة $(3 < R < 11)$ ، فإنه يجب ألا نرفض الفرضية الصفرية.

9.3.4.7 فسِّر النتائج:

لم نرفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى أن تسلسل الأحداث كان عشوائياً؛ ومن ثَمَّ فإنه يمكننا القول إنه عند اعتبار علامة النجاح في الاختبار هي 70 فإن أداء الطالب في الاختبارات القصيرة الأسبوعية عشوائي.

9.3.4.8 كتابة النتائج:

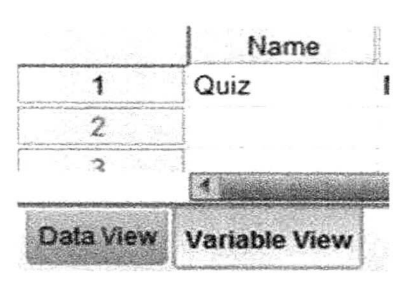
يشير اختبار التتابع في هذا المثال إلى أن التسلسل كان عشوائياً $(R = 8,\ n_1 = 6,\ n_2 = 6,\ p > 0.05)$ ؛ وبالتالي فإن هذا دليل على أن نمط أداء الطالب في الاختبارات القصيرة الأسبوعية عشوائيٌّ من ناحية الحصول على علامة النجاح في الاختبار.

9.3.5 إجراء اختبار التتابع بمرجعية قيمة مخصصة باستخدام SPSS:

سنقوم بتحليل بيانات المثال السابق باستخدام برنامج SPSS.

9.3.5.1 عرِّف المتغيرات (Variables):

أولاً، اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variables View" في أسفل الشاشة. وكما يظهر في الشكل (9.12)، اكتب أسماء المتغيرات في عمود الاسم "Name". وقد قُمنا بتسمية متغير الاختبارات القصيرة الأسبوعية "Quiz".



شكل (9.12)

9.3.5.2 أدخِل قيم البيانات:

اختر أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة كما يظهر في الشكل (9.13). وبعد ذلك، أدخِل قيم البيانات في العمود بنفس الترتيب الذي وردت فيه.

	Quiz
1	65.00
2	55.00
3	95.00
4	15.00
5	75.00
6	65.00
7	80.00
8	75.00
9	60.00

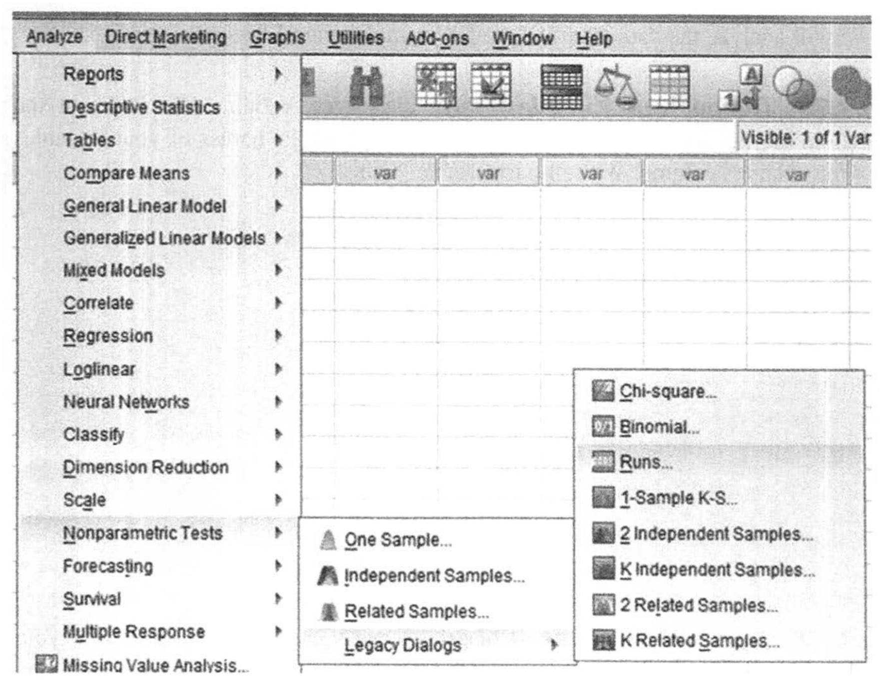
Data View | Variable View

شكل (9.13)

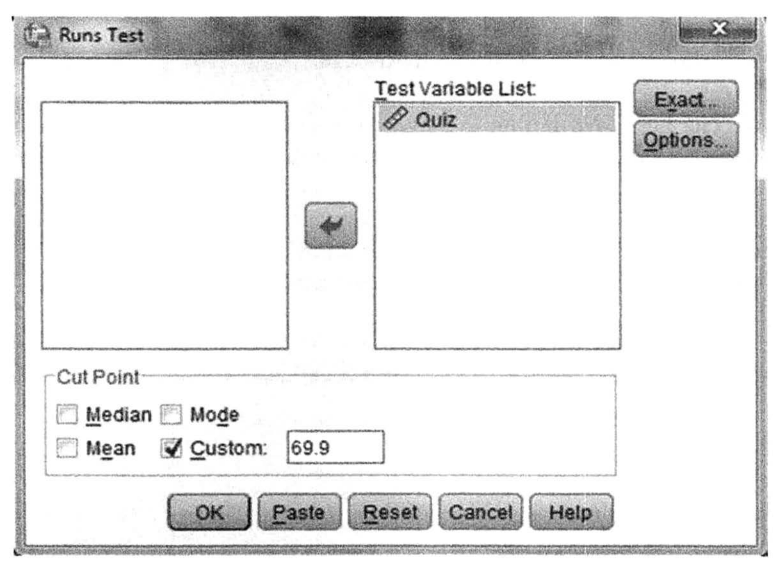
9.3.5.3 حلِّل (Analyze) البيانات:

كما هو مُوضَّح في الشكل (9.14)، استخدِم القوائمَ المنسدلة لاختيار التحليل "Analyze"، ثم اختر منها الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests"، ثم اختر منها الحوارات التقليدية "Legacy Dialogs" ثم التتابع "...Runs".

كما يظهر في الشكل (9.15) أسفل الحقل الخاص بالنقطة الفاصلة "Cut Point"، قُم بإلغاء اختيار الوسيط "Median"، واختر المربع بجانب تخصيص "Custom"، وأدخِل القيمةَ الفاصلة (Custom Value) في المربع الخاص بها. سنستخدم في هذا المثالَ القيمة 69.9 كقيمة فاصلة. بعد ذلك، استخدِم زر السهم لنقل المتغير مع قيم البيانات إلى صندوق جدول متغير الاختبار ":Test Variable List". في مثالنا هذا، نختار متغير الاختبارات القصيرة الأسبوعية "Quiz". أخيراً، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.



شكل (9.14)



شكل (9.15)

9.3.5.4 فسِّر النتائجَ من نافذة مخرجات (Output) برنامج SPSS:

يعرض جدول مخرجات اختبار التتابع (انظر مخرجات SPSS 9.3) القيمة الفاصلة للاختبار (69.9)، والعدد الإجمالي لقيم البيانات ($N=12$)، وعدد التتابعات ($R=8$). بالإضافة إلى ذلك، فإن برنامج SPSS يحسب أيضاً القيمة المعيارية z ($z^*=0.303$) والقيمة المعنوية غير المُوجَّهة ($p=0.762$).

Runs Test

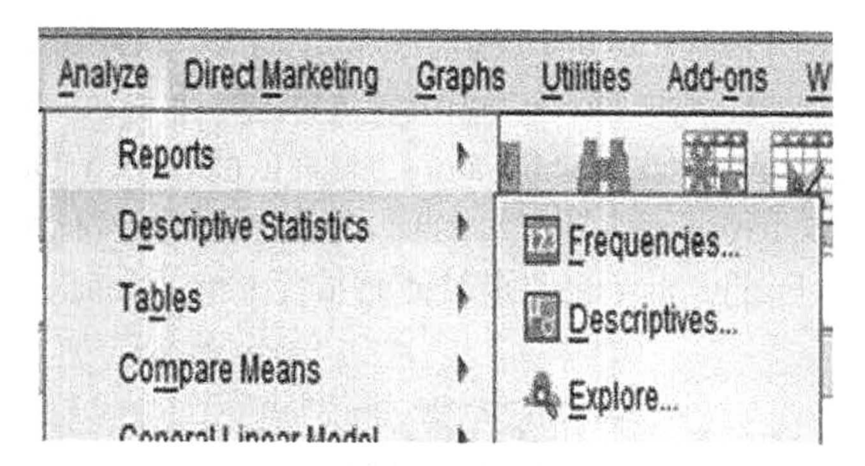
	Quiz
Test Value[a]	69.9000
Total Cases	12
Number of Runs	8
Z	.303
Asymp. Sig. (2-tailed)	.762

a. User-specified.

مخرجات SPSS (9.3)

9.3.5.5 حَدِّد تكرارات القيم لكل حدث:

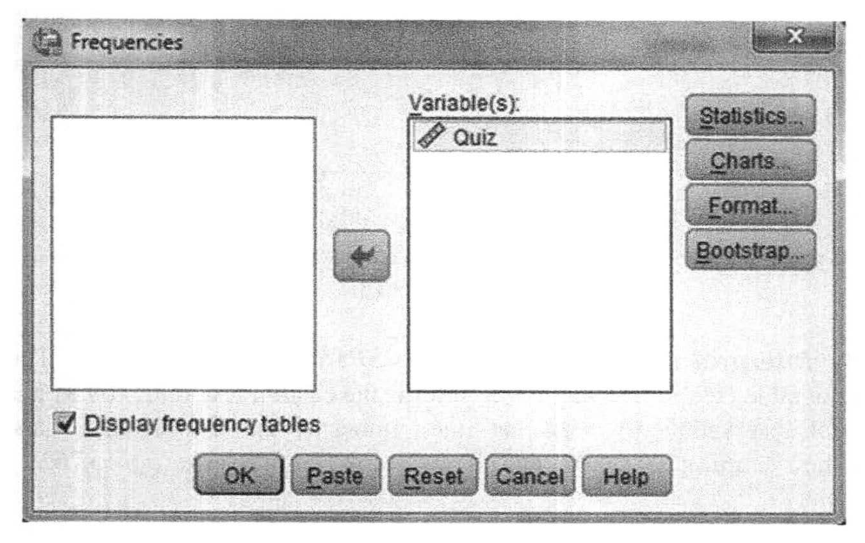
لكي نُحدِّد عددَ القيم لكل حدث، فإن ذلك يتطلب القيامَ بمجموعة من الخطوات الإضافية. كما هو مُوضَّح في الشكل (9.16)، استخدمِ القوائم المنسدلة لاختيار التحليل "Analyze"، ثم اختر منها الإحصاءات الوصفية "Descriptive Statistics"، ثم اختر منها التكرارات "...Frequencies".



شكل (9.16)

بعد ذلك، استخدِم زر السهم لنقل المتغير وقيم البيانات إلى صندوق المتغيرات "Variable(s):" كما هو مُوضَّح في الشكل (9.17)، حيث إن متغير الاختبار لدينا هو متغير الاختبارات القصيرة الأسبوعية "Quiz". وأخيراً، اضغط زر "OK" لإجراء التحليل.

يعرض جدول مخرجات SPSS الثاني (انظر إلى مخرجات 9.4 SPSS) تكرارات كل حدث. يجب أن تُحسَب عدد القيم التي تكون أكبر من القيمة المرجعية، وكذلك عدد القيم التي تكون أقل منها؛ لتحديد التكرار لكل حدث.



شكل (9.17)

Quiz

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	15.00	1	8.3	8.3	8.3
	55.00	2	16.7	16.7	25.0
	60.00	1	8.3	8.3	33.3
	65.00	2	16.7	16.7	50.0
	70.00	1	8.3	8.3	58.3
	75.00	2	16.7	16.7	75.0
	80.00	2	16.7	16.7	91.7
	95.00	1	8.3	8.3	100.0
	Total	12	100.0	100.0	

مخرجات SPSS (9.4)

بناءً على النتائج التي حصلنا عليها من SPSS، فإن اختبار التتابع يشير إلى أن تسلسل الأحداث كان عشوائياً $(R = 8,\ n_1 = 6,\ n_2 = 6,\ p > 0.05)$. وبالتالي، فإن نمط أداء الطالب في الاختبارات القصيرة الأسبوعية عشوائيٌّ على اعتبار أن علامة النجاح في الاختبار70.

9.4 أمثلة من الأدبيات البحثية:

نعرض مجموعة من الأمثلة المتنوعة عن الإجراءات اللامعلمية التي تمَّ شرحها في هذا الفصل. وقد قُمنا بتلخيص المشكلة البحثية لكل دراسة بحثية، والأسباب التي جعلت الباحثين يختارون إجراءً لامعلمياً. وفي حال ما كنت مهتماً بنتائج هذه الدراسات فنحن نُشجِّعك على الاطلاع على هذه الدراسات.

أثار Dorsey-Plamateer وSmith (2004) الشكوك حول تجربة إحصائية تقليدية تُبيِّن زيف الاعتقاد الشائع بأن دقة تصويب لاعبي كرة السلة تعتمد على أداء التصويبة التي تسبقها مباشرة. حيث قام الباحثون ببحث الفهم الخاطئ للأيدي الساخنة (Hot Hands) بين لاعبي البولينغ المحترفين، وذلك باختبار سلسلة من الرميات وتمييز الرميات التي تصيب الهدف والرميات التي لا تصيب. وقد قام الباحثان باستخدام اختبار التتابع لتحليل تسلسل أداء لاعبي كرة البولينغ للعشوائية.

قام Vergin (2000) باستكشاف وجود قوة الدافعية بين أندية دوري كرة السلة الأساسي (MLB)، وكذلك أندية الجمعية الوطنية لكرة السلة (NBA). وقد عرَّف الباحث قوة الدافعية بأنها ميل النادي المنتصر للفوز وكذلك ميل النادي المهزوم للخسارة. وبناءً على ذلك، فقد استخدم الباحث اختبار التتابع والد – والفويتز لاختبار التصويبات الناجحة والتصويبات الفاشلة لأندية دوري كرة السلة الأساسي والبالغ عددها 28 نادياً، وأندية الجمعية الوطنية لكرة السلة البالغ عددها 29 نادياً خلال الموسمَينِ 1996-1997 و1997- 1998.

درس Pollay وآخرون (1992) إمكانية قيام شركات السجائر بممارسة التمييز العنصري بتوجيه المقاطع الدعائية نحو المستهلكين ذوي البشرة السوداء. وقد قام الباحثون باستخدام اختبار التتابع لمقارنة التغير في العدد السنوي لإعلانات السجائر الدعائية التي ظهرت في مجلة لايف (Life) مقابل مجلة إيبوني (Ebony).

9.5 ملخص:

إنَّ اختبار التتابع هو إجراء إحصائي لاختبار عشوائية تسلسل الأحداث. ولا يوجد لهذا الاختبار اللامعلمي ما يقابله من الاختبارات المعلمية. وقد قُمنا في هذا الفصل بشرح كيفية إجراء وتفسير اختبار التتابع لكلٍّ من العينات صغيرة الحجم وكبيرة الحجم. بالإضافة إلى ذلك، قُمنا بشرح كيفية تنفيذ هذا الإجراء باستخدام برنامج SPSS. وأخيراً، عرضنا عدة أمثلة متنوعة من الأدبيات البحثية لهذه الإحصاءات اللامعلمية.

9.6 تمارين:

١. تعرض البيانات الأداء اليومي لأحد الأسواق المالية الشهيرة. ويشير الحرف A إلى الربح، والحرف B إلى الخسارة. استخدِم اختبار التتابع لتحليل أداء السوق المالية للعشوائية وذلك عند قيمة $\alpha = 0.05$. اكتب النتائج. BAABBAABBBBBAABAAAAB.

٢. تُنتِج ماكينة في خط إنتاج آلي نوعاً فريداً من البراغي. وإذا فشلت هذه الماكينة في إنتاج هذه البراغي أكثر من ثلاث مرات في الساعة، فإنَّ ذلك يُسبِّب بطئاً في الناتج الكلي لخط الإنتاج. وقد لوحظ في الأسبوع الماضي أن هذه الماكينة تتجاوز العدد المسموح به للفشل في الإنتاج. إنَّ قيمة الماكينة عالية، وإصلاحها أكثر جدوى من حيث التكلفة، ولكن لم يتمكن طاقم الصيانة من تحديد المشكلة. يريد مدير المصنع تحديد ما إذا كان معدل الفشل عشوائياً أو يوجد له نمط معين. يعرض الجدول (9.3) عدد مرات الفشل لكل ساعة خلال مدة 24 ساعة. استخدِم اختبار التتابع مع قيمة فاصلة 3.1 وذلك لتحليل عشوائية حدوث معدل الفشل (مقبول/غير مقبول)، وذلك عند قيمة $\alpha = 0.05$. اكتُب النتائج.

جدول (9.3)

الساعة	عدد مرات الفشل
1	6
2	4
3	2
4	2
5	7
6	5
7	7
8	9
9	2
10	0
11	0
12	0
13	7
14	6
15	5
16	9
17	1
18	0
19	1
20	8
21	5
22	9
23	4
24	5

9.7 حلول التمارين:

١. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (9.5a) [١] و(9.5b).

Runs Test

	Performance
Test Value[a]	1.0000
Total Cases	20
Number of Runs	9
Z	-.689
Asymp. Sig. (2-tailed)	.491

a. User-specified.

مخرجات SPSS (9.5A)

Performance

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	gain	10	47.6	50.0	50.0
	loss	10	47.6	50.0	100.0
	Total	20	95.2	100.0	
Missing	System	1	4.8		
Total		21	100.0		

مخرجات SPSS (9.5B)

تسلسل أحداث الربح والخسارة للسوق المالية كان عشوائياً $(R=9,\ n_1=10,\ n_2=10,\ p>0.05)$.

٢. نتائج التحليل هي كما تظهر في مخرجات برنامج SPSS (9.6A) و(9.6B).

(١) المترجم: ينبغي استخدام الحروف الكبيرة في عنوان المخرجات (9.5A) و(9.5B) لتُطابِق عنوان المخرجات.

Runs Test

	Failure_Rate
Test Value[a]	3.1000
Total Cases	24
Number of Runs	7
Z	-2.121
Asymp. Sig. (2-tailed)	.034

a. User-specified.

مخرجات SPSS (9.6A)

تسلسل حدوث معدل الفشل (مقبول/غير مقبول) كان غير عشوائي $(R=7,\ n_1=9,\ n_2=15,\ p<0.05)$.

Failure_Rate

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	4	16.7	16.7	16.7
	1.00	2	8.3	8.3	25.0
	2.00	3	12.5	12.5	37.5
	4.00	2	8.3	8.3	45.8
	5.00	4	16.7	16.7	62.5
	6.00	2	8.3	8.3	70.8
	7.00	3	12.5	12.5	83.3
	8.00	1	4.2	4.2	87.5
	9.00	3	12.5	12.5	100.0
	Total	24	100.0	100.0	

مخرجات SPSS (9.6B)



الملحق (A)
لمحة عن برنامج SPSS

A.1 مقدمة:

يعتبر برنامج SPSS أداةً قويةً لإجراء التحليل الإحصائي. وعندما تتعلم بعض أساسيات هذا البرنامج فسوف تكون قادراً على توفير الوقت الذي تتطلبه الحسابات الجبرية ومن ثَمَّ الحصول على نتائج مفيدة. يتضمن هذا الجزء من الملاحق لمحةً عامةً جداً عن أساسيات برنامج SPSS. وننصحك أيضاً بالاطلاع على الفيديو التعليمي عند استخدام البرنامج لأول مرة، حيث إنَّ هذا الفيديو يقدِّم شرحاً أكثر تفصيلاً عن كيفية استخدام البرنامج.

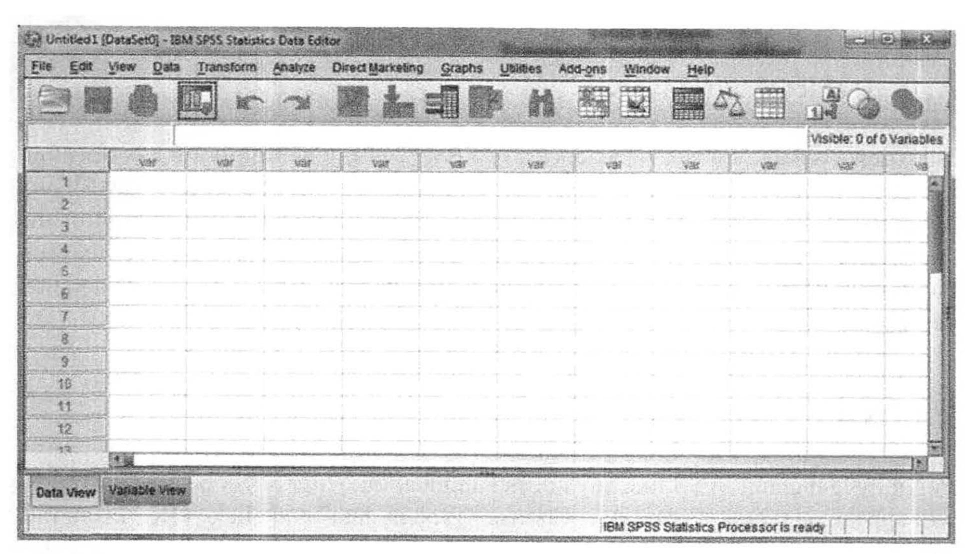
A.2 تشغيل SPSS:

ابدأ تشغيل البرنامج كأي تطبيق عادي. وبعد أن يعمل برنامج SPSS، ستظهر نافذة كما هو واضح في الشكل (A.1). اختر إدخال البيانات "Type in data"، وبعد ذلك اضغط زر "OK". نستطيع في هذه الشاشة أيضاً مشاهدة الفيديو التعليمي لبرنامج SPSS أو فتح ملف يتضمن بعض البيانات.

شكل (A.1)

A.3 إدخال البيانات:

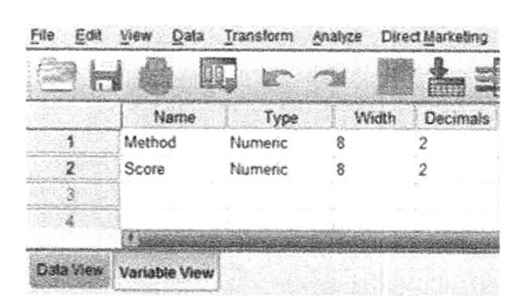
تظهر نافذة تحرير البيانات لبرنامج SPSS "SPSS Data Editor" في الشكل (A.2a)، حيث بواسطة هذه النافذة يمكنك إدخال البيانات. لاحظ أن أيقونة عرض البيانات "Data View"، وأيقونة عرض المتغيرات "Variable View" في أسفل الشاشة. قبل إدخال البيانات يجب علينا تهيئة المتغيرات.



شكل (A.2a)

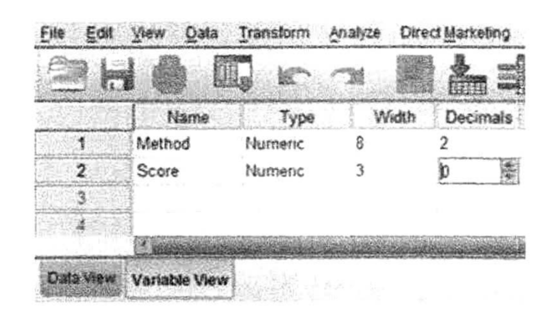
١. اختر أيقونة عرض المتغيرات "Variable View" في أسفل نافذة عرض البيانات لبرنامج SPSS لتعريف خصائص المتغيرات.
٢. عند تغيير النافذة إلى عرض المتغيرات "Variable View"، كما يظهر في الشكل (A.2b)، أدخِل اسم كل متغير في حقل الأسماء "Names". لا يقبل SPSS المسافات عند إدخال الأسماء في هذه الخطوة، وبالتالي استخدِم الشرطة السفلية (Underscore). استخدِم - على سبيل المثال - "Test_A" بدلاً من "Test A".
٣. في حقل العرض "Width"، اختر الرقم الأعلى لعدد خانات كل قيمة [١].

(١) المترجم: في حقل "Width"، نختار الرقم الأعلى لعدد خانات قيم كل متغير.



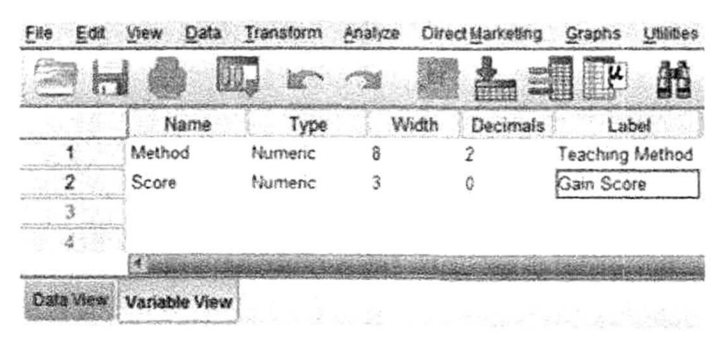
شكل (A.2b)

٤. في حقل الخانات العشرية "Decimals"، اختر عدد الخانات العشرية لكل متغير. وقد قُمنا بتغيير قيمة العرض "Width" لمتغير العلامة "Score" إلى ثلاث خانات، والخانات العشرية "Decimals" إلى 0 كما يظهر في الشكل (A.2c).



شكل (A.2c)

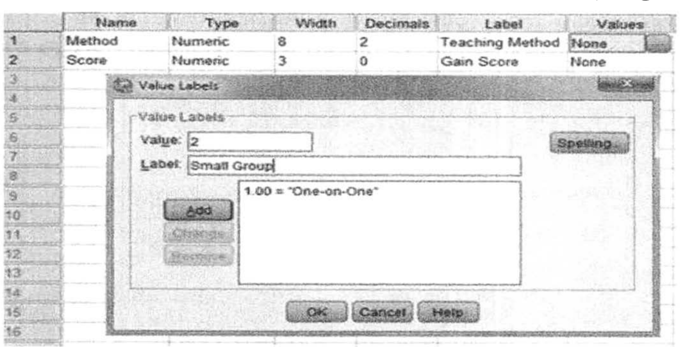
٥. استخدِم حقل التسمية "Label" لتحديد أسماء لتعريف المتغيرات. وهذه الأسماء ستظهر في تقرير مخرجات برنامج SPSS بعد التحليل. وبالإضافة إلى ذلك، فإن حقل التسمية "Label"، بخلاف حقل الأسماء "Names"، يسمح لك باستخدام المسافات. الشكل (A.2d) يُوضِّح أن طريقة التدريس "Teaching Method" تعرّف متغير الطريقة "Method" في تقرير مخرجات SPSS.



شكل (A.2d)

٦. استخدِم حقل القيم "Values" لتحديد قيمة للبيانات النوعية (Categorical Data). وكما يظهر في الشكل (A.2e) فإنه بالضغط على الصندوق الرمادي على الجانب الأيمن للعمود سيفتح نافذةً جديدةً تسمح لك بإدخال الإعدادات. كما يظهر في الشكل (A.2e) فإنه تمَّ تعيين قيمة (1) لطريقة التدريس الخصوصية "One-on-One"، والقيمة (2) لطريقة تدريس المجموعة الصغيرة "Small Group".

٧. يتيح لك حقل المحاذاة "Align" تغيير محاذاة القيم كما تظهر في أيقونة عرض البيانات "Data View".



شكل (A.2e)

٨. يتيح لك حقل القياس "Measure" اختيار نوع المقياس "Scale". يظهر في الشكل (A.2f) تغيير قياس متغير الطريقة "Method" من قياس عددي أو متصل "Scale" إلى قياس اسمي "Nominal".

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	Method	Numeric	8	2	Teaching Method	{1.00, One-...	None	8	Right	Scale
2	Score	Numeric	3	0	Gain Score	None	None	8	Right	Scale
3										
4										
5										

Scale
Ordinal
Nominal

شكل (A.2f)

٩. أخيراً، اضغط أيقونة عرض البيانات "Data View" في أسفل الشاشة، وقُم بإدخال قيم البيانات يدوياً أو نسـخها وإلصـاقها من جدول (Spreadsheet). يُوضِّـح الشـكل (A.2g) القيم التي تم إدخالها في محرر البيانات (Data Editor).

	Method	Score
1	1.00	38.00
2	1.00	39.00
3	1.00	40.00
4	1.00	41.00
5	1.00	48.00
6	1.00	50.00
7	1.00	53.00
8	2.00	10.00
9	2.00	12.00
10	2.00	14.00
11	2.00	17.00

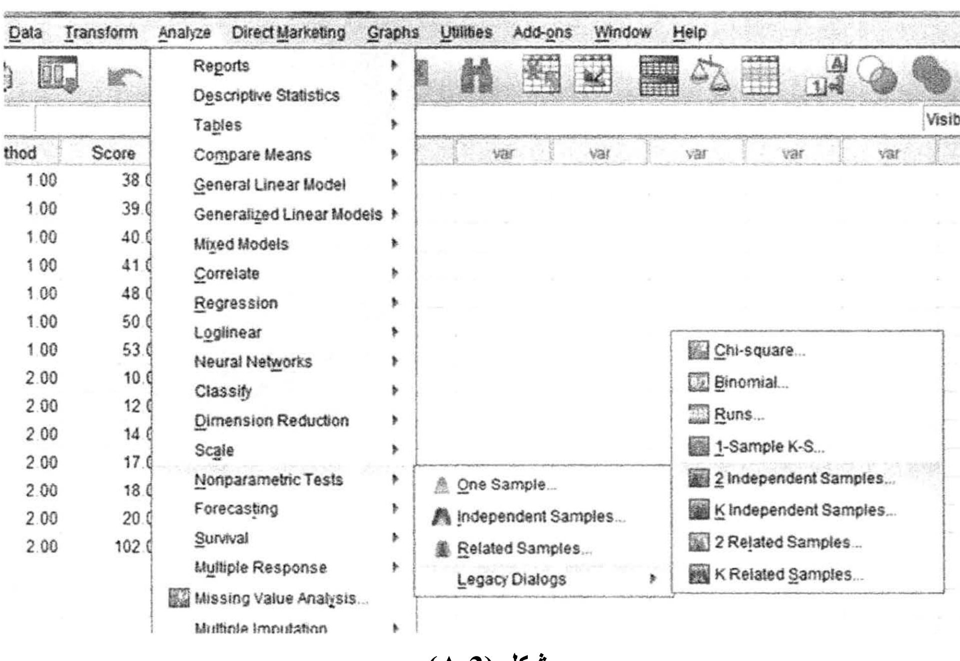
ta View | Variable View

شكل (A.2g)

A.4 تحليل البيانات:

اختر تحليل "Analyze" من القائمة المنسدلة في أعلى نافذة محرر البيانات (Data Editor)، وبعد ذلك اختر الاختبار المناسب. في الشكل (A.3) لاحظ أنه تم اختيار الاختبارات اللامعلمية "Nonparametric Tests". تتضمن هذه القائمة جميع الاختبارات التي تمت مناقشتها في هذا الكتاب.

إذا كانت خيارات القائمة مختلفة قليلاً عن الشكل (A.3)، فقد يكون ذلك نتيجة استخدامك نسخة برنامج SPSS المخصصة للطالب. إن نسخة SPSS للطالب أداة قوية أكثر بكثير مما يحتاجه معظم الناس، وبالرغم من أن الأشكال في هذا الكتاب من النسخة الكاملة لبرنامج SPSS إلا أننا لا نتوقع ملاحظة أي فرق بينهما.

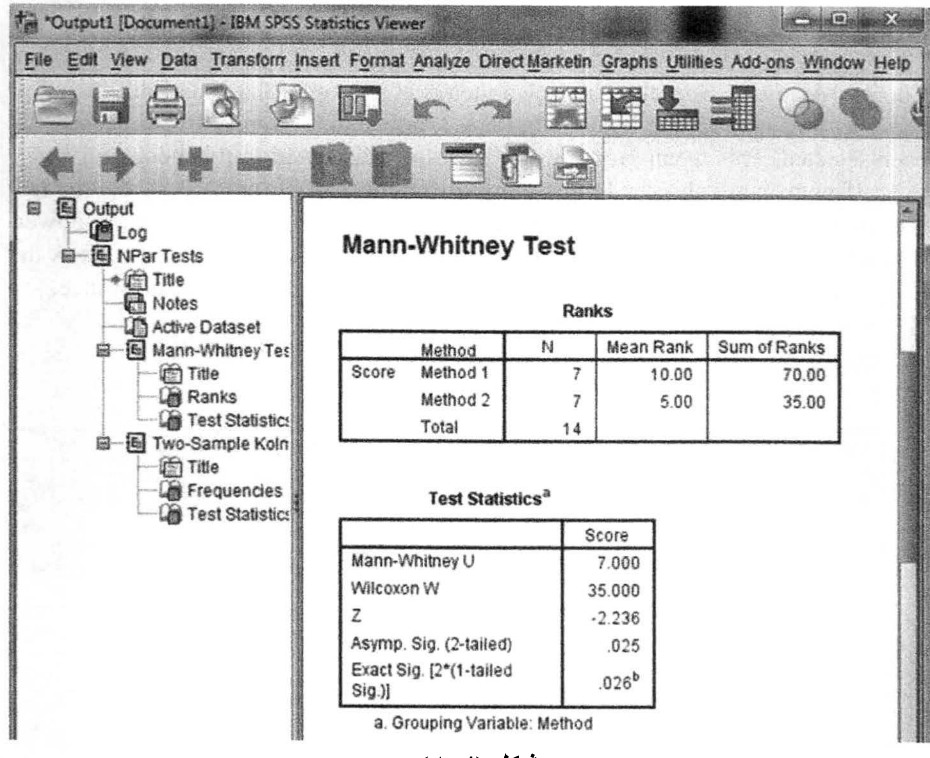


شكل (A.3)

A.5 مخرجات SPSS:

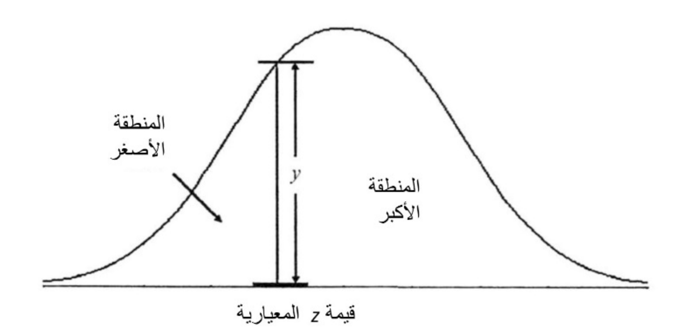
فور انتهاء برنامج SPSS من تنفيذ التحليل، فإن نافذةً جديدةً ستظهر للنتائج تُسمَّى "SPSS Viewer" كما في الشكل (A.4). وتنقسم هذه النافذة إلى جزأين، حيث يُسمَّى الجزء الأيسر الملخص (Outline) لجميع المعلومات التي تمَّ تخزينها في النتائج. أما الجزء الأيمن فيُسمَّى جزءَ المحتويات (Contents)، ويعرض مخرجات التحليل الفعلية.

ربما ترغب في إضافة جدول أو شكل بياني من المخرجات إلى تقرير ما. وفي هذه الحالة تستطيع اختيار جزء المحتويات المطلوب نسخُه إلى وثيقة معالجة النصوص. يُحدِّد السهم الأحمر الصغير ما تمَّ اختياره.



شكل (A.4)

ملحق (B)
جداول القيم الحرجة



شكل (B.1)

جدول (B.1) التوزيع الطبيعي (The Normal Distribution)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	*y*
0.00	0.5000	0.5000	0.3989
0.01	0.4960	0.5040	0.3989
0.02	0.4920	0.5080	0.3989
0.03	0.4880	0.5120	0.3988
0.04	0.4840	0.5160	0.3986
0.05	0.4801	0.5199	0.3984
0.06	0.4761	0.5239	0.3982
0.07	0.4721	0.5279	0.3980
0.08	0.4681	0.5319	0.3977
0.09	0.4641	0.5359	0.3973
0.10	0.4602	0.5398	0.3970
0.11	0.4562	0.5438	0.3965
0.12	0.4522	0.5478	0.3961
0.13	0.4483	0.5517	0.3956
0.14	0.4443	0.5557	0.3951
0.15	0.4404	0.5596	0.3945

يتبع

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
0.16	0.4364	0.5636	0.3939
0.17	0.4325	0.5675	0.3932
0.18	0.4286	0.5714	0.3925
0.19	0.4247	0.5753	0.3918
0.20	0.4207	0.5793	0.3910
0.21	0.4168	0.5832	0.3902
0.22	0.4129	0.5871	0.3894
0.23	0.4090	0.5910	0.3885
0.24	0.4052	0.5948	0.3876
0.25	0.4013	0.5987	0.3867
0.26	0.3974	0.6026	0.3857
0.27	0.3936	0.6064	0.3847
0.28	0.3897	0.6103	0.3836
0.29	0.3859	0.6141	0.3825
0.30	0.3821	0.6179	0.3814
0.31	0.3783	0.6217	0.3802
0.32	0.3745	0.6255	0.3790
0.33	0.3707	0.6293	0.3778
0.34	0.3669	0.6331	0.3765
0.35	0.3632	0.6368	0.3752
0.36	0.3594	0.6406	0.3739
0.37	0.3557	0.6443	0.3725
0.38	0.3520	0.6480	0.3712
0.39	0.3483	0.6517	0.3697
0.40	0.3446	0.6554	0.3683
0.41	0.3409	0.6591	0.3668
0.42	0.3372	0.6628	0.3653
0.43	0.3336	0.6664	0.3637
0.44	0.3300	0.6700	0.3621
0.45	0.3264	0.6736	0.3605
0.46	0.3228	0.6772	0.3589
0.47	0.3192	0.6808	0.3572
0.48	0.3156	0.6844	0.3555
0.49	0.3121	0.6879	0.3538
0.50	0.3085	0.6915	0.3521
0.51	0.3050	0.6950	0.3503
0.52	0.3015	0.6985	0.3485
0.53	0.2981	0.7019	0.3467
0.54	0.2946	0.7054	0.3448
0.55	0.2912	0.7088	0.3429
0.56	0.2877	0.7123	0.3410
0.57	0.2843	0.7157	0.3391
0.58	0.2810	0.7190	0.3372

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
0.59	0.2776	0.7224	0.3352
0.60	0.2743	0.7257	0.3332
0.61	0.2709	0.7291	0.3312
0.62	0.2676	0.7324	0.3292
0.63	0.2643	0.7357	0.3271
0.64	0.2611	0.7389	0.3251
0.65	0.2578	0.7422	0.3230
0.66	0.2546	0.7454	0.3209
0.67	0.2514	0.7486	0.3187
0.68	0.2483	0.7517	0.3166
0.69	0.2451	0.7549	0.3144
0.70	0.2420	0.7580	0.3123
0.71	0.2389	0.7611	0.3101
0.72	0.2358	0.7642	0.3079
0.73	0.2327	0.7673	0.3056
0.74	0.2296	0.7704	0.3034
0.75	0.2266	0.7734	0.3011
0.76	0.2236	0.7764	0.2989
0.77	0.2206	0.7794	0.2966
0.78	0.2177	0.7823	0.2943
0.79	0.2148	0.7852	0.2920
0.80	0.2119	0.7881	0.2897
0.81	0.2090	0.7910	0.2874
0.82	0.2061	0.7939	0.2850
0.83	0.2033	0.7967	0.2827
0.84	0.2005	0.7995	0.2803
0.85	0.1977	0.8023	0.2780
0.86	0.1949	0.8051	0.2756
0.87	0.1922	0.8078	0.2732
0.88	0.1894	0.8106	0.2709
0.89	0.1867	0.8133	0.2685
0.90	0.1841	0.8159	0.2661
0.91	0.1814	0.8186	0.2637
0.92	0.1788	0.8212	0.2613
0.93	0.1762	0.8238	0.2589
0.94	0.1736	0.8264	0.2565
0.95	0.1711	0.8289	0.2541
0.96	0.1685	0.8315	0.2516
0.97	0.1660	0.8340	0.2492
0.98	0.1635	0.8365	0.2468
0.99	0.1611	0.8389	0.2444
1.00	0.1587	0.8413	0.2420

يتبع

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
1.01	0.1562	0.8438	0.2396
1.02	0.1539	0.8461	0.2371
1.03	0.1515	0.8485	0.2347
1.04	0.1492	0.8508	0.2323
1.05	0.1469	0.8531	0.2299
1.06	0.1446	0.8554	0.2275
1.07	0.1423	0.8577	0.2251
1.08	0.1401	0.8599	0.2227
1.09	0.1379	0.8621	0.2203
1.10	0.1357	0.8643	0.2179
1.11	0.1335	0.8665	0.2155
1.12	0.1314	0.8686	0.2131
1.13	0.1292	0.8708	0.2107
1.14	0.1271	0.8729	0.2083
1.15	0.1251	0.8749	0.2059
1.16	0.1230	0.8770	0.2036
1.17	0.1210	0.8790	0.2012
1.18	0.1190	0.8810	0.1989
1.19	0.1170	0.8830	0.1965
1.20	0.1151	0.8849	0.1942
1.21	0.1131	0.8869	0.1919
1.22	0.1112	0.8888	0.1895
1.23	0.1093	0.8907	0.1872
1.24	0.1075	0.8925	0.1849
1.25	0.1056	0.8944	0.1826
1.26	0.1038	0.8962	0.1804
1.27	0.1020	0.8980	0.1781
1.28	0.1003	0.8997	0.1758
1.29	0.0985	0.9015	0.1736
1.30	0.0968	0.9032	0.1714
1.31	0.0951	0.9049	0.1691
1.32	0.0934	0.9066	0.1669
1.33	0.0918	0.9082	0.1647
1.34	0.0901	0.9099	0.1626
1.35	0.0885	0.9115	0.1604
1.36	0.0869	0.9131	0.1582
1.37	0.0853	0.9147	0.1561
1.38	0.0838	0.9162	0.1539
1.39	0.0823	0.9177	0.1518
1.40	0.0808	0.9192	0.1497
1.41	0.0793	0.9207	0.1476
1.42	0.0778	0.9222	0.1456
1.43	0.0764	0.9236	0.1435

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
1.44	0.0749	0.9251	0.1415
1.45	0.0735	0.9265	0.1394
1.46	0.0721	0.9279	0.1374
1.47	0.0708	0.9292	0.1354
1.48	0.0694	0.9306	0.1334
1.49	0.0681	0.9319	0.1315
1.50	0.0668	0.9332	0.1295
1.51	0.0655	0.9345	0.1276
1.52	0.0643	0.9357	0.1257
1.53	0.0630	0.9370	0.1238
1.54	0.0618	0.9382	0.1219
1.55	0.0606	0.9394	0.1200
1.56	0.0594	0.9406	0.1182
1.57	0.0582	0.9418	0.1163
1.58	0.0571	0.9429	0.1145
1.59	0.0559	0.9441	0.1127
1.60	0.0548	0.9452	0.1109
1.61	0.0537	0.9463	0.1092
1.62	0.0526	0.9474	0.1074
1.63	0.0516	0.9484	0.1057
1.64	0.0505	0.9495	0.1040
1.65	0.0495	0.9505	0.1023
1.66	0.0485	0.9515	0.1006
1.67	0.0475	0.9525	0.0989
1.68	0.0465	0.9535	0.0973
1.69	0.0455	0.9545	0.0957
1.70	0.0446	0.9554	0.0940
1.71	0.0436	0.9564	0.0925
1.72	0.0427	0.9573	0.0909
1.73	0.0418	0.9582	0.0893
1.74	0.0409	0.9591	0.0878
1.75	0.0401	0.9599	0.0863
1.76	0.0392	0.9608	0.0848
1.77	0.0384	0.9616	0.0833
1.78	0.0375	0.9625	0.0818
1.79	0.0367	0.9633	0.0804
1.80	0.0359	0.9641	0.0790
1.81	0.0351	0.9649	0.0775
1.82	0.0344	0.9656	0.0761
1.83	0.0336	0.9664	0.0748
1.84	0.0329	0.9671	0.0734
1.85	0.0322	0.9678	0.0721

يتبع

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
1.86	0.0314	0.9686	0.0707
1.87	0.0307	0.9693	0.0694
1.88	0.0301	0.9699	0.0681
1.89	0.0294	0.9706	0.0669
1.90	0.0287	0.9713	0.0656
1.91	0.0281	0.9719	0.0644
1.92	0.0274	0.9726	0.0632
1.93	0.0268	0.9732	0.0620
1.94	0.0262	0.9738	0.0608
1.95	0.0256	0.9744	0.0596
1.96	0.0250	0.9750	0.0584
1.97	0.0244	0.9756	0.0573
1.98	0.0239	0.9761	0.0562
1.99	0.0233	0.9767	0.0551
2.00	0.0228	0.9772	0.0540
2.01	0.0222	0.9778	0.0529
2.02	0.0217	0.9783	0.0519
2.03	0.0212	0.9788	0.0508
2.04	0.0207	0.9793	0.0498
2.05	0.0202	0.9798	0.0488
2.06	0.0197	0.9803	0.0478
2.07	0.0192	0.9808	0.0468
2.08	0.0188	0.9812	0.0459
2.09	0.0183	0.9817	0.0449
2.10	0.0179	0.9821	0.0440
2.11	0.0174	0.9826	0.0431
2.12	0.0170	0.9830	0.0422
2.13	0.0166	0.9834	0.0413
2.14	0.0162	0.9838	0.0404
2.15	0.0158	0.9842	0.0396
2.16	0.0154	0.9846	0.0387
2.17	0.0150	0.9850	0.0379
2.18	0.0146	0.9854	0.0371
2.19	0.0143	0.9857	0.0363
2.20	0.0139	0.9861	0.0355
2.21	0.0136	0.9864	0.0347
2.22	0.0132	0.9868	0.0339
2.23	0.0129	0.9871	0.0332
2.24	0.0125	0.9875	0.0325
2.25	0.0122	0.9878	0.0317
2.26	0.0119	0.9881	0.0310
2.27	0.0116	0.9884	0.0303
2.28	0.0113	0.9887	0.0297

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
2.29	0.0110	0.9890	0.0290
2.30	0.0107	0.9893	0.0283
2.31	0.0104	0.9896	0.0277
2.32	0.0102	0.9898	0.0270
2.33	0.0099	0.9901	0.0264
2.34	0.0096	0.9904	0.0258
2.35	0.0094	0.9906	0.0252
2.36	0.0091	0.9909	0.0246
2.37	0.0089	0.9911	0.0241
2.38	0.0087	0.9913	0.0235
2.39	0.0084	0.9916	0.0229
2.40	0.0082	0.9918	0.0224
2.41	0.0080	0.9920	0.0219
2.42	0.0078	0.9922	0.0213
2.43	0.0075	0.9925	0.0208
2.44	0.0073	0.9927	0.0203
2.45	0.0071	0.9929	0.0198
2.46	0.0069	0.9931	0.0194
2.47	0.0068	0.9932	0.0189
2.48	0.0066	0.9934	0.0184
2.49	0.0064	0.9936	0.0180
2.50	0.0062	0.9938	0.0175
2.51	0.0060	0.9940	0.0171
2.52	0.0059	0.9941	0.0167
2.53	0.0057	0.9943	0.0163
2.54	0.0055	0.9945	0.0158
2.55	0.0054	0.9946	0.0154
2.56	0.0052	0.9948	0.0151
2.57	0.0051	0.9949	0.0147
2.58	0.0049	0.9951	0.0143
2.59	0.0048	0.9952	0.0139
2.60	0.0047	0.9953	0.0136
2.61	0.0045	0.9955	0.0132
2.62	0.0044	0.9956	0.0129
2.63	0.0043	0.9957	0.0126
2.64	0.0041	0.9959	0.0122
2.65	0.0040	0.9960	0.0119
2.66	0.0039	0.9961	0.0116
2.67	0.0038	0.9962	0.0113
2.68	0.0037	0.9963	0.0110
2.69	0.0036	0.9964	0.0107
2.70	0.0035	0.9965	0.0104

يتبع

جدول (B.1) (يتبع)

z-score	المنطقة الأصغر	المنطقة الأكبر	y
2.71	0.0034	0.9966	0.0101
2.72	0.0033	0.9967	0.0099
2.73	0.0032	0.9968	0.0096
2.74	0.0031	0.9969	0.0093
2.75	0.0030	0.9970	0.0091
2.76	0.0029	0.9971	0.0088
2.77	0.0028	0.9972	0.0086
2.78	0.0027	0.9973	0.0084
2.79	0.0026	0.9974	0.0081
2.80	0.0026	0.9974	0.0079
2.81	0.0025	0.9975	0.0077
2.82	0.0024	0.9976	0.0075
2.83	0.0023	0.9977	0.0073
2.84	0.0023	0.9977	0.0071
2.85	0.0022	0.9978	0.0069
2.86	0.0021	0.9979	0.0067
2.87	0.0021	0.9979	0.0065
2.88	0.0020	0.9980	0.0063
2.89	0.0019	0.9981	0.0061
2.90	0.0019	0.9981	0.0060
2.91	0.0018	0.9982	0.0058
2.92	0.0018	0.9982	0.0056
2.93	0.0017	0.9983	0.0055
2.94	0.0016	0.9984	0.0053
2.95	0.0016	0.9984	0.0051
2.96	0.0015	0.9985	0.0050
2.97	0.0015	0.9985	0.0048
2.98	0.0014	0.9986	0.0047
2.99	0.0014	0.9986	0.0046
3.00	0.0013	0.9987	0.0044
3.10	0.0010	0.9990	0.0033
3.20	0.0007	0.9993	0.0024
3.30	0.0005	0.9995	0.0017
3.50	0.0002	0.9998	0.0009
3.75	0.0001	0.9999	0.0004
4.00	0.0000	1.0000	0.0001

المرجع: مقتبس بواسطة المؤلفين من Hastings (1955)

جدول (B.2) توزيع χ^2

df	0.99	0.975	0.95	0.9	0.1	0.05	0.025	0.01
1	0.00	0.00	0.00	0.02	2.71	3.84	5.02	6.63
2	0.02	0.05	0.10	0.21	4.61	5.99	7.38	9.21
3	0.11	0.22	0.35	0.58	6.25	7.81	9.35	11.34
4	0.30	0.48	0.71	1.06	7.78	9.49	11.14	13.28
5	0.55	0.83	1.15	1.61	9.24	11.07	12.83	15.09
6	0.87	1.24	1.64	2.20	10.64	12.59	14.45	16.81
7	1.24	1.69	2.17	2.83	12.02	14.07	16.01	18.48
8	1.65	2.18	2.73	3.49	13.36	15.51	17.53	20.09
9	2.09	2.70	3.33	4.17	14.68	16.92	19.02	21.67
10	2.56	3.25	3.94	4.87	15.99	18.31	20.48	23.21
11	3.05	3.82	4.57	5.58	17.28	19.68	21.92	24.73
12	3.57	4.40	5.23	6.30	18.55	21.03	23.34	26.22
13	4.11	5.01	5.89	7.04	19.81	22.36	24.74	27.69
14	4.66	5.63	6.57	7.79	21.06	23.68	26.12	29.14
15	5.23	6.26	7.26	8.55	22.31	25.00	27.49	30.58
16	5.81	6.91	7.96	9.31	23.54	26.30	28.85	32.00
17	6.41	7.56	8.67	10.09	24.77	27.59	30.19	33.41
18	7.01	8.23	9.39	10.86	25.99	28.87	31.53	34.81
19	7.63	8.91	10.12	11.65	27.20	30.14	32.85	36.19
20	8.26	9.59	10.85	12.44	28.41	31.41	34.17	37.57
21	8.90	10.28	11.59	13.24	29.62	32.67	35.48	38.93
22	9.54	10.98	12.34	14.04	30.81	33.92	36.78	40.29
23	10.20	11.69	13.09	14.85	32.01	35.17	38.08	41.64
24	10.86	12.40	13.85	15.66	33.20	36.42	39.36	42.98
25	11.52	13.12	14.61	16.47	34.38	37.65	40.65	44.31
26	12.20	13.84	15.38	17.29	35.56	38.89	41.92	45.64
27	12.88	14.57	16.15	18.11	36.74	40.11	43.19	46.96
28	13.56	15.31	16.93	18.94	37.92	41.34	44.46	48.28
29	14.26	16.05	17.71	19.77	39.09	42.56	45.72	49.59
30	14.95	16.79	18.49	20.60	40.26	43.77	46.98	50.89

جدول (B.3): القيم الحرجة لإحصاء اختبار ويلكوكسن لإشارات الرتب t

n	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.10$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.05$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.05$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.025$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.02$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.01$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.01$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.005$
5	0			
6	2	0		
7	3	2	0	
8	5	3	1	0
9	8	5	3	1
10	10	8	5	3
11	13	10	7	5
12	17	13	9	7
13	21	17	12	9
14	25	21	15	12
15	30	25	19	15
16	35	29	23	19
17	41	34	27	23
18	47	40	32	27
19	53	46	37	32
20	60	52	43	37
21	67	58	49	42
22	75	65	55	48
23	83	73	62	54
24	91	81	69	61
25	100	89	76	68
26	110	98	84	75
27	119	107	92	83
28	130	116	101	91
29	140	126	110	100
30	151	137	120	109

المرجع: مقتبس من

McCornack, R. L. (1965). Extended Tables of Wilcoxon matched pair signed rank statistics. Journal of the American Statistical Association, 60, 864-871.

جدول (B.4): القيم الحرجة لإحصاء اختبار مان ويتني U

		n																			
α	*m*	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0.10	1																				
	2																				
	3		0	1																	
	4		0	1	3																
	5		1	2	4	5															
	6		1	3	5	7	9														
	7		1	4	6	8	11	13													
	8		2	5	7	10	13	16	19												
	9	0	2	5	9	12	15	18	22	25											
	10	0	3	6	10	13	17	21	24	28	32										
	11	0	3	7	11	15	19	23	27	31	36	40									
	12	0	4	8	12	17	21	26	30	35	39	44	49								
	13	0	4	9	13	18	23	28	33	38	43	48	53	58							
	14	0	5	10	15	20	25	31	36	41	47	52	58	63	69						
	15	0	5	10	16	22	27	33	39	45	51	57	63	68	74	80					
	16	0	5	11	17	23	29	36	42	48	54	61	67	74	80	86	93				
	17	0	6	12	18	25	31	38	45	52	58	65	72	79	85	92	99	106			
	18	0	6	13	20	27	34	41	48	55	62	69	77	84	91	98	106	113	120		
	19	1	7	14	21	28	36	43	51	58	66	73	81	89	97	104	112	120	128	135	
	20	1	7	15	22	30	38	46	54	62	70	78	86	94	102	110	119	127	135	143	151
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0.05	1																				
	2																				
	3			0																	
	4			0	1																
	5		0	1	2	4															
	6		0	2	3	5	7														
	7		0	2	4	6	8	11													
	8		1	3	5	8	10	13	15												
	9		1	4	6	9	12	15	18	21											
	10		1	4	7	11	14	17	20	24	27										
	11		1	5	8	12	16	19	23	27	31	34									
	12		2	5	9	13	17	21	26	30	34	38	42								
	13		2	6	10	15	19	24	28	33	37	42	47	51							
	14		3	7	11	16	21	26	31	36	41	46	51	56	61						
	15		3	7	12	18	23	28	33	39	44	50	55	61	66	72					
	16		3	8	14	19	25	30	36	42	48	54	60	65	71	77	83				
	17		3	9	15	20	26	33	39	45	51	57	64	70	77	83	89	96			
	18		4	9	16	22	28	35	41	48	55	61	68	75	82	88	95	102	109		
	19	0	4	10	17	23	30	37	44	51	58	65	72	80	87	94	101	109	116	123	
	20	0	4	11	18	25	32	39	47	54	62	69	77	84	92	100	107	115	123	130	138
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20

يتبع

جدول (B.4) (يتبع)

α	m	n=1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0.025	1																				
	2																				
	3																				
	4				0																
	5			0	1	2															
	6			1	2	3	5														
	7			1	3	5	6	8													
	8		0	2	4	6	8	10	13												
	9		0	2	4	7	10	12	15	17											
	10		0	3	5	8	11	14	17	20	23										
	11		0	3	6	9	13	16	19	23	26	30									
	12		1	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37								
	13		1	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45							
	14		1	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55						
	15		1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64					
	16		1	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75				
	17		2	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	69	75	81	87			
	18		2	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99		
	19		2	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	
	20		2	8	14	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
0.01	1																				
	2																				
	3																				
	4																				
	5				0	1															
	6				1	2	3														
	7			0	1	3	4	6													
	8			0	2	4	6	7	9												
	9			1	3	5	7	9	11	14											
	10			1	3	6	8	11	13	16	19										
	11			1	4	7	9	12	15	18	22	25									
	12			2	5	8	11	14	17	21	24	28	31								
	13		0	2	5	9	12	16	20	23	27	31	35	39							
	14		0	2	6	10	13	17	22	26	30	34	38	43	47						
	15		0	3	7	11	15	19	24	28	33	37	42	47	51	56					
	16		0	3	7	12	16	21	26	31	36	41	46	51	56	61	66				
	17		0	4	8	13	18	23	28	33	38	44	49	55	60	66	71	77			
	18		0	4	9	14	19	24	30	36	41	47	53	59	65	70	76	82	88		
	19		1	4	9	15	20	26	32	38	44	50	56	63	69	75	82	88	94	101	
	20		1	5	10	16	22	28	34	40	47	53	60	67	73	80	87	93	100	107	114

المرجع: مقتبس من

Milton, R.C. (1964). An extended table of critical values for the Mann-Whitney (Wilcoxon) two-sample statistic. Journal of the American Statistical Association, 59, 925-934.

جدول (B.5): القيم الحرجة لإحصاء اختبار فريدمان Fr

k	N	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.025$	$\alpha \leq 0.01$
3	3	6.000	6.000		
	4	6.000	6.500	8.000	8.000
	5	5.200	6.400	7.600	8.400
	6	5.333	7.000	8.333	9.000
	7	5.429	7.143	7.714	8.857
	8	5.250	6.250	7.750	9.000
	9	5.556	6.222	8.000	8.667
	10	5.000	6.200	7.800	9.600
	11	4.909	6.545	7.818	9.455
	12	5.167	6.500	8.000	9.500
	13	4.769	6.000	7.538	9.385
	14	5.143	6.143	7.429	9.000
	15	4.933	6.400	7.600	8.933
4	2	6.000	6.000		
	3	6.600	7.400	8.200	9.000
	4	6.300	7.800	8.400	9.600
	5	6.360	7.800	8.760	9.960
	6	6.400	7.600	8.800	10.200
	7	6.429	7.800	9.000	10.371
	8	6.300	7.650	9.000	10.500
	9	6.467	7.800	9.133	10.867
	10	6.360	7.800	9.120	10.800
	11	6.382	7.909	9.327	11.073
	12	6.400	7.900	9.200	11.100
	13	6.415	7.985	7.369	11.123
	14	6.343	7.886	9.343	11.143
	15	6.440	8.040	9.400	11.240
5	2	7.200	7.600	8.000	8.000
	3	7.467	8.533	9.600	10.133
	4	7.600	8.800	9.800	11.200
	5	7.680	8.960	10.240	11.680
	6	7.733	9.067	10.400	11.867
	7	7.771	9.143	10.514	12.114
	8	7.800	9.300	10.600	12.300
	9	7.733	9.244	10.667	12.444
	10	7.760	9.280	10.720	12.480
6	2	8.286	9.143	9.429	9.714
	3	8.714	9.857	10.810	11.762
	4	9.000	10.286	11.429	12.714
	5	9.000	10.486	11.743	13.229
	6	9.048	10.571	12.000	13.619
	7	9.122	10.674	12.061	13.857

يتبع

جدول (B.5) (يتبع)

k	N	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.025$	$\alpha \leq 0.01$
	8	9.143	10.714	12.214	14.000
	9	9.127	10.778	12.302	14.143
	10	9.143	10.800	12.343	14.229

المرجع: مقتبس من
Martin, L., Lablanc, R., & Toan, N. K. (1993). Tables for the Friedman rank test. The Canadian Journal of Statistics/La Reve Canadienne de Statistique, 21(1), 39-43.

جدول (B.6) القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، $k = 3$)

n_1	n_2	n_3	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
2	2	2	4.571429	–	–
3	1	1	–	–	–
3	2	1	4.285714	–	–
3	2	2	4.464286	4.714286	–
3	3	1	4.571429	5.142857	–
3	3	2	4.555556	5.361111	–
3	3	3	4.622222	5.600000	6.488889
4	2	1	4.500000	–	–
4	2	2	4.458333	5.333333	–
4	3	1	4.055556	5.208333	–
4	3	2	4.511111	5.444444	6.444444
4	3	3	4.700000	5.790909	6.745455
4	4	1	4.166667	4.966667	6.666667
4	4	2	4.554545	5.454545	7.036364
4	4	3	4.545455	5.598485	7.143939
4	4	4	4.653846	5.692308	7.653846
5	2	1	4.200000	5.000000	–
5	2	2	4.373333	5.160000	6.533333
5	3	1	4.017778	4.871111	–
5	3	2	4.650909	5.250909	6.821818
5	3	3	4.533333	5.648485	7.078788
5	4	1	3.987273	4.985455	6.954545
5	4	2	4.540909	5.272727	7.204545
5	4	3	4.548718	5.656410	7.444872
5	4	4	4.668132	5.657143	7.760440
5	5	1	4.109091	5.127273	7.309091
5	5	2	4.623077	5.338462	7.338462
5	5	3	4.545055	5.626374	7.578022
5	5	4	4.522857	5.665714	7.791429
5	5	5	4.560000	5.780000	8.000000

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، k = 3)

n_1	n_2	n_3	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
6	2	1	4.200000	4.822222	–
6	2	2	4.436364	5.345455	6.654545
6	3	1	3.909091	4.854545	6.581818
6	3	2	4.681818	5.348485	6.969697
6	3	3	4.538462	5.615385	7.192308
6	4	1	4.037879	4.946970	7.083333
6	4	2	4.493590	5.262821	7.339744
6	4	3	4.604396	5.604396	7.467033
6	4	4	4.523810	5.666667	7.795238
6	5	1	4.128205	4.989744	7.182051
6	5	2	4.595604	5.318681	7.375824
6	5	3	4.535238	5.601905	7.590476
6	5	4	4.522500	5.660833	7.935833
6	5	5	4.547059	5.698529	8.027941
6	6	1	4.000000	4.857143	7.065934
6	6	2	4.438095	5.409524	7.466667
6	6	3	4.558333	5.625000	7.725000
6	6	4	4.547794	5.724265	8.000000
6	6	5	4.542484	5.764706	8.118954
6	6	6	4.538012	5.719298	8.222222
7	1	1	4.266667	–	–
7	2	1	4.200000	4.706494	–
7	2	2	4.525974	5.142857	7.000000
7	3	1	4.173160	4.952381	6.649351
7	3	2	4.582418	5.357143	6.838828
7	3	3	4.602826	5.620094	7.227630
7	4	1	4.120879	4.986264	6.986264
7	4	2	4.549451	5.375981	7.304553
7	4	3	4.527211	5.623129	7.498639
7	4	4	4.562500	5.650000	7.814286
7	5	1	4.035165	5.063736	7.060597
7	5	2	4.484898	5.392653	7.449796
7	5	3	4.535238	5.588571	7.697143
7	5	4	4.541597	5.732773	7.931092
7	5	5	4.540056	5.707563	8.100840
7	6	1	4.032653	5.066667	7.254422
7	6	2	4.500000	5.357143	7.490476
7	6	3	4.550420	5.672269	7.756303
7	6	4	4.561625	5.705882	8.016340
7	6	5	4.559733	5.769925	8.156725

يتبع

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، $k = 3$)

n_1	n_2	n_3	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
7	6	6	4.530075	5.730075	8.257143
7	7	1	3.985714	4.985714	7.157143
7	7	2	4.490546	5.398109	7.490546
7	7	3	4.590103	5.676937	7.809524
7	7	4	4.558897	5.765664	8.141604
7	7	5	4.545564	5.745564	8.244812
7	7	6	4.568027	5.792517	8.341497
7	7	7	4.593692	5.818182	8.378479
8	1	1	4.418182	–	–
8	2	1	4.011364	4.909091	–
8	2	2	4.586538	5.355769	6.663462
8	3	1	4.009615	4.881410	6.804487
8	3	2	4.450549	5.315934	6.986264
8	3	3	4.504762	5.616667	7.254762
8	4	1	4.038462	5.043956	6.972527
8	4	2	4.500000	5.392857	7.350000
8	4	3	4.529167	5.622917	7.585417
8	4	4	4.560662	5.779412	7.852941
8	5	1	3.967143	4.868571	7.110000
8	5	2	4.466250	5.415000	7.440000
8	5	3	4.514338	5.614338	7.705515
8	5	4	4.549020	5.717647	7.992157
8	5	5	4.555263	5.769298	8.115789
8	6	1	4.014583	5.014583	7.256250
8	6	2	4.441176	5.404412	7.522059
8	6	3	4.573529	5.678105	7.795752
8	6	4	4.562865	5.742690	8.045322
8	6	5	4.550263	5.750263	8.210263
8	6	6	4.598810	5.770238	8.294048
8	7	1	4.045431	5.041229	7.307773
8	7	2	4.450980	5.403361	7.571429
8	7	3	4.555556	5.698413	7.827068
8	7	4	4.548496	5.759211	8.118045
8	7	5	4.550612	5.777449	8.241939
8	7	6	4.552876	5.781231	8.332715
8	7	7	4.573687	5.795031	8.356296
8	8	1	4.044118	5.039216	7.313725
8	8	2	4.508772	5.407895	7.653509
8	8	3	4.555263	5.734211	7.889474
8	8	4	4.578571	5.742857	8.167857
8	8	5	4.572727	5.761039	8.297403

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، $k = 3$)

n_1	n_2	n_3	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
8	8	6	4.572134	5.778656	8.366601
8	8	7	4.570652	5.791149	8.418866
8	8	8	4.595000	5.805000	8.465000
9	1	1	4.545455	–	–
9	2	1	3.905983	4.841880	6.346154
9	2	2	4.483516	5.260073	6.897436
9	3	1	4.073260	4.952381	6.886447
9	3	2	4.492063	5.339683	6.990476
9	3	3	4.633333	5.588889	7.355556
9	4	1	3.971429	5.071429	7.171429
9	4	2	4.488889	5.400000	7.363889
9	4	3	4.514706	5.651961	7.613971
9	4	4	4.576253	5.703704	7.909586
9	5	1	4.055556	5.040000	7.148889
9	5	2	4.464706	5.395588	7.447059
9	5	3	4.587364	5.669717	7.733333
9	5	4	4.531384	5.712671	8.024561
9	5	5	4.557193	5.769825	8.169825
9	6	1	3.933824	5.049020	7.247549
9	6	2	4.481481	5.392157	7.494553
9	6	3	4.541910	5.664717	7.822612
9	6	4	4.545614	5.744737	8.108772
9	6	5	4.573651	5.761905	8.230794
9	6	6	4.554113	5.808081	8.307359
9	7	1	4.011204	5.042017	7.270464
9	7	2	4.480089	5.429128	7.636591
9	7	3	4.535338	5.656140	7.860652
9	7	4	4.547732	5.731406	8.131406
9	7	5	4.565492	5.757988	8.287941
9	7	6	4.570864	5.782985	8.353284
9	7	7	4.583851	5.802622	8.403037
9	8	1	3.986355	4.984893	7.394250
9	8	2	4.491667	5.419737	7.642105
9	8	3	4.568651	5.717460	7.927381
9	8	4	4.559163	5.744228	8.203102
9	8	5	4.551252	5.783465	8.318050
9	8	6	4.560688	5.775362	8.408514
9	8	7	4.563770	5.807579	8.450000
9	8	8	4.582821	5.809744	8.494359
9	9	1	4.007018	4.961404	7.333333

يتبع

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، $k = 3$)

n_1	n_2	n_3	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
9	9	2	4.460317	5.411111	7.692063
9	9	3	4.565657	5.708514	7.959596
9	9	4	4.550066	5.751647	8.202240
9	9	5	4.587440	5.770048	8.370048
9	9	6	4.555556	5.814444	8.427778
9	9	7	4.567326	5.802198	8.468864
9	9	8	4.570750	5.815052	8.514720
9	9	9	4.582011	5.844797	8.564374
10	1	1	4.653846	4.653846	–
10	2	1	4.114286	4.839560	6.428571
10	2	2	4.434286	5.120000	6.537143
10	3	1	3.996190	5.076190	6.851429
10	3	2	4.470000	5.361667	7.041667
10	3	3	4.529412	5.588235	7.360294
10	4	1	4.042500	5.017500	7.105000
10	4	2	4.462500	5.344853	7.356618
10	4	3	4.587582	5.654248	7.616993
10	4	4	4.564912	5.715789	7.907018
10	5	1	3.988235	4.905882	7.107353
10	5	2	4.454902	5.388235	7.513725
10	5	3	4.552047	5.618713	7.752047
10	5	4	4.556842	5.744211	8.047895
10	5	5	4.574286	5.777143	8.162857
10	6	1	3.967320	5.041830	7.316340
10	6	2	4.479532	5.405848	7.588304
10	6	3	4.542105	5.655789	7.882105
10	6	4	4.550476	5.726190	8.142857
10	6	5	4.554978	5.754978	8.267532
10	6	6	4.575494	5.780237	8.338340
10	7	1	3.981454	4.985965	7.252130
10	7	2	4.491880	5.377444	7.641203
10	7	3	4.545034	5.698095	7.901224
10	7	4	4.550278	5.751206	8.172356
10	7	5	4.567250	5.763862	8.295652
10	7	6	4.563043	5.798758	8.376915
10	7	7	4.562286	5.796571	8.419429
10	8	1	3.963947	5.037632	7.358684
10	8	2	4.482857	5.429286	7.720714
10	8	3	4.533983	5.711688	7.977273
10	8	4	4.550988	5.744466	8.206126
10	9	5	4.556522	5.789130	8.344022

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، $k = 3$)

n_1	n_2	n_3	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
10	9	6	4.573333	5.793833	8.397833
10	9	7	4.564484	5.810637	8.480967
10	9	8	4.561538	5.829060	8.494017
10	9	1	4.025714	4.988571	7.436508
10	9	2	4.476479	5.446176	7.693795
10	9	3	4.570751	5.700659	7.997628
10	9	4	4.556401	5.757609	8.223430
10	9	5	4.547556	5.792000	8.380222
10	9	6	4.561231	5.813128	8.449436
10	9	7	4.559707	5.817610	8.507475
10	9	8	4.567063	5.833730	8.544489
10	9	9	4.578982	5.830706	8.575698
10	10	1	3.987013	5.054545	7.501299
10	10	2	4.477470	5.449802	7.726482
10	10	3	4.559420	5.687681	8.026087
10	10	4	4.567000	5.776000	8.263000
10	10	5	4.554462	5.793231	8.403692
10	10	6	4.561823	5.796011	8.472934
10	10	7	4.558277	5.820408	8.536508
10	10	8	4.565025	5.837438	8.565887
10	10	9	4.567050	5.837241	8.606130
10	10	10	4.583226	5.855484	8.640000

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، $k = 4$)

n_1	n_2	n_3	n_4	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
2	2	2	1	5.357143	5.678571	–
2	2	2	2	5.666667	6.166667	6.666667
3	2	1	1	4.892857	–	–
3	2	2	1	5.555556	5.833333	–
3	2	2	2	5.644444	6.333333	7.133333
3	3	1	1	5.333333	6.333333	–
3	3	2	1	5.622222	6.244444	7.044444
3	3	2	2	5.745455	6.527273	7.636364
3	3	3	1	5.654545	6.600000	7.400000
3	3	3	2	5.878788	6.727273	8.015152
3	3	3	3	5.974359	6.897436	8.435897
4	2	1	1	5.250000	5.833333	–
4	2	2	1	5.533333	6.133333	7.000000
4	2	2	2	5.754545	6.545455	7.390909
4	3	1	1	5.066667	6.177778	7.066667

يتبع

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، k = 4)

n_1	n_2	n_3	n_4	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
4	3	2	1	5.572727	6.309091	7.454545
4	3	2	2	5.750000	6.621212	7.871212
4	3	3	1	5.666667	6.545455	7.757576
4	3	3	2	5.858974	6.782051	8.320513
4	3	3	3	6.000000	6.967033	8.653846
4	4	1	1	5.181818	5.945455	7.909091
4	4	2	1	5.568182	6.386364	7.909091
4	4	2	2	5.807692	6.730769	8.346154
4	4	3	1	5.660256	6.634615	8.217949
4	4	3	2	5.901099	6.873626	8.620879
4	4	3	3	6.004762	7.038095	8.866667
4	4	4	1	5.653846	6.725275	8.587912
4	4	4	2	5.914286	6.957143	8.871429
4	4	4	3	6.029167	7.129167	9.075000
4	4	4	4	6.088235	7.235294	9.286765
5	1	1	1	5.333333	–	–
5	2	1	1	5.266667	5.960000	–
5	2	2	1	5.541818	6.109091	7.276364
5	2	2	2	5.636364	6.563636	7.772727
5	3	1	1	5.130909	6.003636	7.400000
5	3	2	1	5.518182	6.363636	7.757576
5	3	2	2	5.771795	6.664103	8.202564
5	3	3	1	5.656410	6.641026	8.117949
5	3	3	2	5.865934	6.821978	8.606593
5	3	3	3	6.020952	7.011429	8.840000
5	4	1	1	5.254545	6.040909	7.909091
5	4	2	1	5.580769	6.419231	8.173077
5	4	2	2	5.782418	6.725275	8.472527
5	4	3	1	5.639560	6.681319	8.408791
5	4	3	2	5.901905	6.925714	8.801905
5	4	3	3	6.029167	7.093333	9.029167
5	4	4	1	5.674286	6.760000	8.725714
5	4	4	2	5.947500	6.990000	9.002500
5	4	4	3	6.035294	7.172794	9.220588
5	4	4	4	6.066667	7.262745	9.392157
5	5	1	1	5.153846	6.076923	8.107692
5	5	2	1	5.564835	6.540659	8.327473
5	5	2	2	5.794286	6.777143	8.634286
5	5	3	1	5.662857	6.737143	8.611429
5	5	3	2	5.921667	6.946667	8.946667
5	5	3	3	6.023529	7.117647	9.188235

جدول (B.6) (يتبع)

(القيم الحرجة لإحصاء اختبار كروسكال واليس H، k = 4)

n_1	n_2	n_3	n_4	$\alpha \leq 0.10$	$\alpha \leq 0.05$	$\alpha \leq 0.01$
5	5	4	1	5.670000	6.782500	8.870000
5	5	4	2	5.944853	7.032353	9.156618
5	5	4	3	6.052288	7.217647	9.356863
5	5	4	4	6.070175	7.291228	9.536842
5	5	5	1	5.682353	6.829412	9.052941
5	5	5	2	5.945098	7.074510	9.286275
5	5	5	3	6.043275	7.250292	9.495906
5	5	5	4	6.082105	7.327895	9.669474
5	5	5	5	6.097143	7.377143	9.800000

المرجع: مقتبس من

Meyer, J. P., & Seaman, M. A. (2008, Maech). A comparison of the exact Kruskal-Wallis distribution to asymptotic approximation for $N \leq 105$

ورقة علمية عرضت في اللقاء السنوي الذي تقيمه The American Educational Research Association في نيويورك. أعيدت طباعتها بتصريح من المؤلفين.

جدول (B.7) القيم الحرجة لمعامل ارتباط سبيرمان للرتب r_s

n	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.10$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.05$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.05$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.025$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.02$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.01$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.01$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.005$
4	1.000			
5	0.900	1.000	1.000	
6	0.829	0.886	0.943	1.000
7	0.714	0.786	0.893	0.929
8	0.643	0.738	0.833	0.881
9	0.600	0.700	0.783	0.833
10	0.564	0.648	0.745	0.794
11	0.536	0.618	0.709	0.755
12	0.503	0.587	0.671	0.727
13	0.484	0.560	0.648	0.703
14	0.464	0.538	0.622	0.675
15	0.443	0.521	0.604	0.654
16	0.429	0.503	0.582	0.635
17	0.414	0.485	0.566	0.615
18	0.401	0.472	0.550	0.600
19	0.391	0.460	0.535	0.584
20	0.380	0.447	0.520	0.570
21	0.370	0.435	0.508	0.556
22	0.361	0.425	0.496	0.544
23	0.353	0.415	0.486	0.532

يتبع

جدول (B.7) (يتبع)

n	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.10$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.05$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.05$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.025$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.02$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.01$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.01$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.005$
24	0.344	0.406	0.476	0.321
25	0.337	0.398	0.466	0.511
26	0.331	0.390	0.457	0.501
27	0.324	0.382	0.448	0.491
28	0.317	0.375	0.440	0.483
29	0.312	0.368	0.433	0.475
30	0.306	0.362	0.425	0.467
31	0.301	0.356	0.418	0.459
32	0.296	0.350	0.412	0.452
33	0.291	0.345	0.405	0.446
34	0.287	0.340	0.399	0.439
35	0.283	0.335	0.394	0.433
36	0.279	0.330	0.388	0.427
37	0.275	0.325	0.383	0.421
38	0.271	0.321	0.378	0.415
39	0.267	0.317	0.373	0.410
40	0.264	0.313	0.368	0.405
41	0.261	0.309	0.364	0.400
42	0.257	0.305	0.359	0.395
43	0.254	0.301	0.355	0.391
44	0.251	0.298	0.351	0.386
45	0.248	0.294	0.347	0.382
46	0.246	0.291	0.343	0.378
47	0.243	0.288	0.340	0.374
48	0.240	0.285	0.336	0.370
49	0.238	0.282	0.333	0.366
50	0.235	0.279	0.329	0.363

المرجع: مقتبس من

Zar, J. H. (1972). Significance testing of the Spearman rank correlation coefficient. Journal of the American Statistical Association, 67, 578-580.

جدول (B.8) القيم الحرجة لمعامل ارتباط سبيرمان للعزوم

df	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.10$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.05$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.05$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.025$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.025$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.0125$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.01$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.005$
1	0.988	0.997	0.999	0.999
2	0.900	0.950	0.975	0.990
3	0.805	0.878	0.924	0.959
4	0.729	0.811	0.868	0.917
5	0.669	0.754	0.817	0.875
6	0.621	0.707	0.771	0.834
7	0.582	0.666	0.732	0.798
8	0.549	0.632	0.697	0.765
9	0.521	0.602	0.667	0.735
10	0.497	0.576	0.640	0.708
11	0.476	0.553	0.616	0.684O
12	0.458	0.532	0.594	0.661
13	0.441	0.514	0.575	0.641
14	0.426	0.497	0.557	0.623
15	0.412	0.482	0.541	0.606
16	0.400	0.468	0.526	0.590
17	0.389	0.456	0.512	0.575
18	0.378	0.444	0.499	0.561
19	0.369	0.433	0.487	0.549
20	0.360	0.423	0.476	0.537
21	0.352	0.413	0.466	0.526
22	0.344	0.404	0.456	0.515
23	0.337	0.396	0.447	0.505
24	0.330	0.388	0.439	0.496
25	0.323	0.381	0.430	0.487
26	0.317	0.374	0.423	0.479
27	0.311	0.367	0.415	0.471
28	0.306	0.361	0.409	0.463
29	0.301	0.355	0.402	0.456
30	0.296	0.349	0.396	0.449
31	0.291	0.344	0.390	0.442
32	0.287	0.339	0.384	0.436
33	0.283	0.334	0.378	0.430
34	0.279	0.329	0.373	0.424
35	0.275	0.325	0.368	0.418
36	0.271	0.320	0.363	0.413
37	0.267	0.316	0.359	0.408
38	0.264	0.312	0.354	0.403
39	0.260	0.308	0.350	0.398
40	0.257	0.304	0.346	0.393
41	0.254	0.301	0.342	0.389

يتبع

جدول (B.8) (يتبع)

df	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.10$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.05$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.05$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.025$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.025$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.0125$	$\alpha_{\text{two-tailed}} \leq 0.01$ $\alpha_{\text{one-tailed}} \leq 0.005$
42	0.251	0.297	0.338	0.384
43	0.248	0.294	0.334	0.380
44	0.246	0.291	0.330	0.376
45	0.243	0.288	0.327	0.372
46	0.240	0.285	0.323	0.368
47	0.238	0.282	0.320	0.365
48	0.235	0.279	0.317	0.361
49	0.233	0.276	0.314	0.358
50	0.231	0.273	0.311	0.354

جدول (B.9) المضروب

n	$n!$
1	1
2	2
3	6
4	24
5	120
6	720
7	5040
8	40,320
9	362,880
10	3,628,800
11	39,916,800
12	479,001,600
13	6,227,020,800
14	87,178,291,200
15	1,307,674,368,000
16	20,922,789,888,000
17	355,687,428,096,000
18	6,402,373,705,728,000
19	121,645,100,408,832,000
20	2,432,902,008,176,640,000
21	51,090,942,171,709,440,000
22	1,124,000,727,777,607,680,000
23	25,852,016,738,884,976,640,000
24	620,448,401,733,239,439,360,000
25	15,511,210,043,330,985,984,000,000

جدول (B.10) القيم الحرجة لاختبار التتابع للعشوائية

الفرضية البديلة في اتجاه واحد، $\alpha = 0.05$

n_1	n_2										
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2	–	–	–	–	–	–	2	2	2	2	2
	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
3	–	–	–	2	2	2	2	2	3	3	3
	–	–	7	–	–	–	–	–	–	–	–
4	–	–	2	2	3	3	3	3	3	3	4
	–	7	8	9	9	9	–	–	–	–	–
5	–	2	2	3	3	3	3	4	4	4	4
	–	–	9	9	10	10	11	11	11	–	–
6	–	2	3	3	3	4	4	4	5	5	5
	–	–	9	10	11	11	12	12	12	13	13
7	–	2	3	3	4	4	4	5	5	5	6
	–	–	9	10	11	12	13	13	13	14	14
8	2	2	3	3	4	4	5	5	6	6	6
	–	–	–	11	12	13	13	14	14	15	15
9	2	2	3	4	4	5	5	6	6	6	7
	–	–	–	11	12	13	14	14	15	15	16
10	2	3	3	4	5	5	6	6	6	7	7
	–	–	–	11	12	13	14	15	16	16	17
11	2	3	3	4	5	5	6	6	7	7	8
	–	–	–	–	13	14	15	15	16	17	17
12	2	3	4	4	5	6	6	7	7	8	8
	–	–	–	–	13	14	15	16	17	17	18

الفرضية البديلة فى اتجاه واحد، $\alpha = 0.025$.

n_1	n_2										
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	2
	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
3	–	–	–	–	2	2	2	2	2	2	2
	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
4	–	–	–	2	2	2	3	3	3	3	3
	–	–	–	9	9	–	–	–	–	–	–
5	–	–	2	2	3	3	3	3	3	4	4
	–	–	9	10	10	11	11	–	–	–	–
6	–	2	2	3	3	3	3	4	4	4	4
	–	–	9	10	11	12	12	13	13	13	13
7	–	2	2	3	3	3	4	4	5	5	5
	–	–	–	11	12	13	13	14	14	14	14

يتبع

جدول (B.10) (يتبع)

الفرضية البديلة في اتجاه واحد، $\alpha = 0.025$.

	n_2										
n_1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
8	–	2	3	3	3	4	4	5	5	5	6
	–	–	–	11	12	13	14	14	15	15	16
9	–	2	3	3	4	4	5	5	5	6	6
	–	–	–	–	13	14	14	15	16	16	16
10	–	2	3	3	4	5	5	5	6	6	7
	–	–	–	–	13	14	15	16	16	17	17
11	–	2	3	4	4	5	5	6	6	7	7
	–	–	–	–	13	14	15	16	17	17	18
12	2	2	3	4	4	5	6	6	7	7	7
	–	–	–	–	13	14	16	16	17	18	19

المرجع: مقتبس من القائمتين D.5 و D.6

Janke , S. J., & Tinsley, F. C. (2005). Introduction to Linear Models and Statistical Inference. Hoboken, NJ. John Wiley& Sons, Inc.

المراجع

American Psychological Association. (2001). *The Publication Manual of the American Psychological Association*, 5th ed. Washington, DC: American Psychological Association.

Anderson, N. H. (1961). Scales and statistics: Parametric and nonparametric. *Psychological Bulletin*, *58*(4), 305–316.

Belanger, N. D., & Desrochers, S. (2001). Can 6-month-old infants process causality in different types of causal events? *British Journal of Developmental Psychology*, *19*(1), 11–21.

Blumberg, F. C., & Sokol, L. M. (2004). Boys' and girls' use of cognitive strategy when learning to play video games. *The Journal of General Psychology*, *131*(2), 151–158.

Boser, J., & Poppen, W. A. (1978). Identification of teacher verbal response roles for improving student-teacher relationships. *Journal of Educational Research*, *72*(2), 91–94.

Bryant, B. K., & Trockel, J. F. (1976). Personal history of psychological stress related to locus of control orientation among college women. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *44*(2), 266–271.

Bryce, T. G. K., & Blown, E. J. (2012). The novice-expert continuum in astronomy knowledge. *International Journal of Science Education*, *34*(4), 545–587.

Cady, J., Meier, S. L., & Lubinski, C. A. (2006). Developing mathematics teachers: The transition from preservice to experienced teacher. *The Journal of Educational Research*, *99*(5), 295–305.

Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, 2nd ed. New York: Academic Press.

Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, *112*(1), 155–159.

Daniel, W. W. (1990). *Applied Nonparametric Statistics*, 2nd ed. Boston: PWS-KENT Publishing Company.

Dorsey-Palmateer, R., & Smith, G. (2004). Bowlers' hot hands. *The American Statistician*, *58*(1), 38–45.

Duffy, R. D., & Sedlacek, W. E. (2007). The work values of first-year college students: Exploring group differences. *The Career Development Quarterly*, *55*(4), 359–364.

Enander, R. T., Gagnon, R. N., Hanumara, R. C., Park, E., Armstrong, T., & Gute, D. M. (2007). Environmental health practice: Statistically based performance measurement. *American Journal of Public Health*, *97*(5), 819–824.

Ferrari, J. R., Athey, R. B., Moriarty, M. O., & Appleby, D. C. (2006). Education and employment among alumni academic honor society leaders. *Education*, *127*(2), 244–259.

Field, A. (2005). *Discovering Statistics Using SPSS*, 2nd ed. London: Sage Publications.

Finson, K. D., Pedersen, J., & Thomas, J. (2006). Comparing science teaching styles to students' perceptions of scientists. *School Science and Mathematics*, *106*(1), 8–15.

Fitzgerald, L. M., Delitto, A., & Irrgang, J. J. (2007). Validation of the clinical internship evaluation tool. *Physical Therapy*, *87*(7), 844–860.

Flannelly, K. J., Strock, A. L., & Weaver, A. J. (2005). A review of research on the effects of religion on adolescent tobacco use published between 1990 and 2003. *Adolescence*, *40*, 761–776.

Gaito, J. (1980). Measurement scales and statistics: Resurgence of an old misconception. *Psychological Bulletin*, *87*(3), 564–567.

Gibbons, J. D., & Chakraborti, S. (2010). *Nonparametric Statistical Inference*, 5th ed. Boca Raton, FL: Chapman and Hall/CRC.

Gömleksız, M. N., & Bulut, İ. (2007). An evaluation of the effectiveness of the new primary school mathematics curriculum in practice. *Educational Sciences: Theory & Practice*, *7*(1), 81–94.

Greiner, C. S., & Smith, B. (2006). Determining the effect of selected variables on teacher retention. *Education*, *126*(4), 653–659.

Hardré, P. L., Crowson, H. M., Xie, K., & Ly, C. (2007). Testing differential effects of computer-based, web-based and paper-based administration of questionnaire research instruments. *British Journal of Educational Technology*, *38*(1), 5–22.

Hastings, C. (1955). *Approximations for Digital Computers*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hegedus, K. S. (1999). Providers' and consumers' perspective of nurses' caring behaviours. *Journal of Advanced Nursing*, *30*(5), 1090–1096.

Helsen, W., Gilis, B., & Weston, M. (2006). Errors in judging "offside" in association football: Test of the optical error versus the perceptual flash-lag hypothesis. *Journal of Sports Sciences*, *24*(5), 521–528.

Limb, G. E., & Organista, K. C. (2003). Comparisons between Caucasian students, students of color, and American Indian students on their views on social work's traditional mission, career motivations, and practice preferences. *Journal of Social Work Education*, *39*(1), 91–109.

Malthouse, E. (2001). Methodological and statistical concerns of the experimental behavioral researcher. *Journal of Consumer Psychology*, *10*(1/2), 111–112.

Mansell, S., Sobsey, D., & Moskal, R. (1998). Clinical findings among sexually abused children with and without developmental disabilities. *Mental Retardation*, *36*(1), 12–22.

Marston, D. (1996). A comparison of inclusion only, pull-out only, and combined service models for students with mild disabilities. *The Journal of Special Education*, *30*(2), 121–132.

McMillian, J., Morgan, S. A., & Ament, P. (2006). Acceptance of male registered nurses by female registered nurses. *Journal of Nursing Scholarship*, *38*(1), 100–106.

Nanna, M. J., & Sawilowsky, S. S. (1998). Analysis of Likert scale data in disability and medical rehabilitation research. *Psychological Methods*, *3*(1), 55–67.

Odaci, H. (2007). Depression, submissive behaviors and negative automatic thoughts in obese Turkish adolescents. *Social Behavior & Personality: An International Journal*, *35*(3), 409–416.

Osborne, J. W., & Overbay, A. (2004). The power of outliers (and why researchers should always check for them). *Practical Assessment, Research & Evaluation*, *9*(6), 1–12. Retrieved: January 31, 2008 from http://PAREonline.net/getvn.asp?v=9&n=6

Plata, M., & Trusty, J. (2005). Effect of socioeconomic status on general and at-risk high school boys' willingness to accept same-sex peers with LD. *Adolescence*, *40*(157), 47–66.

Pett, M. A. (1997). *Nonparametric Statistics for Health Care Research: Statistics for Small Samples and Unusual Distributions*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Pollay, R. W., Lee, J. S., & Carter-Whitney, D. (1992). Separate, but not equal: Racial segmentation in cigarette advertising. *Journal of Advertising*, *21*(1), 45–57.

Re, A. M., Pedron, M., & Cornoldi, C. (2007). Expressive writing difficulties in children described as exhibiting ADHD symptoms. *Journal of Learning Disabilities*, *40*(3), 244–255.

Rimm-Kaufman, S. E., & Zhang, Y. (2005). Father-school communication in preschool and kindergarten. *The School Psychology Review*, *34*(3), 287–308.

Rinderknecht, K., & Smith, C. (2004). Social Cognitive Theory in an after-school nutrition intervention for urban Native American youth. *Journal of Nutrition Education & Behavior*, *36*(6), 298–304.

Salkind, N. J. (2004). *Statistics for People Who (Think They) Hate Statistics*. 2nd ed. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Savignon, S. J., & Sysoyev, P. V. (2002). Sociocultural strategies for a dialogue of cultures. *The Modern Language Journal*, *86*(4), 508–524.

Schulze, E., & Tomal, A. (2006). The chilly classroom: Beyond gender. *College Teaching*, *54*(3), 263–239.

Seiver, O. H., & Hatfield, T. H. (2002). Grading systems for retail food facilities: preference reversals of environmental health professionals. *Journal of Environmental Health*, *64*(10), 8–13.

Shorten, J., Seikel, M., & Ahrberg, J. H. (2005). Why do you still use Dewey? Academic libraries that continue with Dewey decimal classification. *Library Resources & Technical Services*, *49*(2), 123–136.

Siegel, S., & Castellan, N. J. (1988). *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*, 2nd ed. New York: McGraw-Hill.

Smirnov, N. V. (1948). Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions. *Annals of the Mathematical Statistics*, *19*, 279–281.

Stake, R. E. (1960). Review of elementary statistics by P. G. Hoel. *Educational and Psychological Measurement*, *20*, 871–873.

Stevens, S. S. (1946). On the theory of scales of measurement. *Science*, *103*, 677–680.

Townsend, J. T., & Ashby, F. G. (1984). Measurement scales and statistics: The misconception misconceived. *Psychological Bulletin*, *96*(2), 394–401.

Vaughn, S., Reiss, M., Rothlein, L., & Hughes, M. T. (1999). Kindergarten teachers' perceptions of instructing students with disabilities. *Remedial and Special Education*, *20*(3), 184–191.



المترجم في سطور

د. وسيم بن سلمان النصير

المؤهل العلمي:

دكتوراه في الإحصاء، جامعة أوريغون الحكومية، ولاية أوريغون، الولايات المتحدة الأمريكية ٢٠٠٧م.

الوظيفة الحالية:

مدير عام البرامج المالية والاقتصادية، معهد الإدارة العامة، الرياض.

الخبرات العلمية والعملية:

- مدير عام مركز البحوث والدراسات، معهد الإدارة العامة، ٢٠١٧ - ٢٠١٩.
- مدير إدارة الدعم المنهجي والإحصائي، معهد الإدارة العامة، ٢٠١٤ - ٢٠١٧.
- مستشار غير متفرغ في عدد من الأجهزة الحكومية.
- مُنسِّق فريق الاستشارات الإحصائية، مركز قياس الأداء للأجهزة الحكومية، ٢٠٠٩-٢٠١٤.
- مُنسِّق قطاع الإحصاء، معهد الإدارة العامة، ٢٠٠٨ - ٢٠٠٩.
- مستشار إحصائي، قسم الإحصاء في كُلٍّ من جامعة أوريغون الحكومية، ٢٠٠٥ - ٢٠٠٧، وجامعة بيتسبرغ، ٢٠٠١.
- مُحلِّل بيانات، وحدة دعم الجودة، معهد الإدارة العامة، ٢٠٠٢ - ٢٠٠٣.
- رئاسة وعضوية العديد من اللجان في معهد الإدارة العامة، منها:
  - عضو اللجنة الدائمة لنشاط التدريب، ٢٠١٩ - الآن.
  - رئيس لجنة الدراسات، ٢٠١٨ - ٢٠١٩.
  - رئيس لجنة البحوث، ٢٠١٧ - ٢٠١٩.
  - رئيس هيئة تحرير مجلة الإدارة العامة، ٢٠١٧ - ٢٠١٨.

- عضو المجلس العلمي في دورته الثامنة، ٢٠١٧ - ٢٠١٩.
- عضو اللجنة الدائمة للتدريب والابتعاث، ٢٠١٧ - ٢٠١٩.
- عضو لجنة مقابلة المتقدمين لوظائف أعضاء هيئة التدريب، ٢٠١٧ - ٢٠١٩.
- عضو لجنة مقابلة المتقدمين لوظائف مساعدي مدرِّبين، ٢٠١٧ - ٢٠١٨.
- عضو لجنة مكافآت التميُّز لأعضاء هيئة التدريب من حملة الدكتوراه، ٢٠١٥ - ٢٠١٩.
- أمين وعضو المجلس العلمي في دورته السابعة، وعضو اللجنة العلمية المنبثقة منه، ٢٠١٥ - ٢٠١٧.
- عضو اللجنة العلمية لمؤتمر القيادات الإدارية الحكومية في المملكة العربية السعودية، ٢٠١٤.
- عضو لجنة مكافآت أعضاء هيئة التدريب من حملة الدكتوراه، ٢٠٠٩ - ٢٠١٢.
- رئيس اللجنة الفرعية لإعداد تقرير إنجازات المعهد، المؤتمر الدولي للتنمية الإدارية، ٢٠٠٩.
- عضو لجنة البحوث وهيئة تحرير مجلة الإدارة العامة لعدة مرات خلال الأعوام ٢٠٠٩ -٢٠١٧.
- عضو اللجنة الدائمة لتطبيق الجودة في معهد الإدارة العامة، ٢٠٠٩.
- رئيس وعضو العديد من فِرَق العمل داخل المعهد وخارجه.
- تدريس وتدريب العديد من مواد وبرامج الإحصاء داخل معهد الإدارة وخارجه.
- تحكيم العديد من البحوث العلمية.
- المشاركة في العديد من البحوث العلمية والدراسات والاستشارات.
- المشاركة في العديد من المؤتمرات واللقاءات العلمية الداخلية والدولية.
- حصل على عدة جوائز علمية، منها: جائزة الأمير محمد بن فهد للتفوق العلمي للمنطقة الشرقية لمرتين، وجائزة السفير السعودي في الولايات المتحدة الأمريكية للتفوق العلمي.

مراجع الترجمة في سطور

د. ملفي بن عيادة الرشيدي

المؤهل العلمي:

- دكتوراه في بحوث العمليات كتخصص عام وتحليل القرارات والبيانات كتخصص دقيق من جامعة برونيل في المملكة المتحدة.
- ماجستير في الإحصاء التطبيقي من جامعة ولاية أوريغون بالولايات المتحدة الأمريكية.

الوظيفة الحالية:

أستاذ تحليل القرارات والبيانات المساعد بجامعة الملك فيصل بالأحساء.

الخبرات العلمية والعملية:

- عمِل وكيلاً لكلية إدارة الأعمال للبرامج التعاونية، ثم رئيساً لقسم الأساليب الكمية، ثم عميداً لكلية المجتمع في بقيق بين عامي ٢٠١٥-٢٠١٨.
- عمِل عضواً في عدد من اللجان الرئيسة في الجامعة، مثل: الاعتماد المؤسسي ٢٠١١، الخطة الإستراتيجية ٢٠١٦-٢٠٢٠. وترأس فريق إدارة المخاطر بها.
- يقوم بتدريس طلاب الدراسات العليا والإشراف عليهم.
- نشَر العديدَ من البحوث في مجلات علمية محكَّمة محلياً وعالمياً. تتركز أبحاثه في مجالات تحليل القرارات والبيانات، النمذجة والمحاكاة والجداول الإلكترونية وتطبيقات بحوث العمليات، والمسوح الميدانية.
- لديه اهتمام خاص في مجال الترجمة والتعريب، وقد صدر له كُتُب منها: كتاب "التعلُّم من خلال الخدمة في النظرية والممارسة: مستقبل المشاركة المجتمعية في التعليم العالي"،

وكتاب "التعليم العالي وتجاوُز توليد الوظائف: الجامعات والمُواطَنة والمجتمع"، وكتاب "أسُس تحليل الخطر".

- لديه اهتمامات وحضور نَشِط في وسائل التواصل الاجتماعي (تويتر)، ويكتب مقالات فكرية وثقافية في جريدة عكاظ.



تصميم وإخراج وطباعة الإدارة العامة للطباعة والنشر ـ معهد الإدارة العامة ١٤٤١هـ

هذا الكتاب:

يُعَدُّ هذا الكتاب مصدراً مفيداً لموضوعات الإحصاء اللامعلمي (Nonparametric Statistics)، فهو يركز بدرجة كبيرة على الجوانب التطبيقية أكثر من النظرية.

حيث تتناول الطبعة الثانية من كتاب "الإحصاء اللامعلمي: خطوة بخطوة" إجراءات الإحصاء اللامعلمي، وتعرضها بأسلوب سَلِس ومباشر يستوعبه القارئ الذي لديه دراية بالعلوم الاجتماعية والسلوكية والبيولوجية والطبيعية، إذ يَعرض كلُّ فصل من فصول الكتاب العديدَ من إجراءات الإحصاء اللامعلمي مدعومةً بأمثلة تُلائِم السياقَ بالتفصيل. بالإضافة إلى ذلك، تمَّت الاستعانة بصور مأخوذة من شاشات برنامج SPSS، والتي تُوضِّح كيفية تنفيذ تلك الإجراءات الإحصائية، ومن ثَمَّ تفسير نتائجها. وأخيراً، يعرض الكتاب بضعة أمثلة موجزة من مجالات مختلفة لكل اختبار لامعلمي. تُقدِّم الطبعةُ الثانية من هذا الكتاب مادةً علميةً قويةً للقارئ تتضمن:

- عرضاً جديداً لاختبار الإشارة "Sign Test" واختبار كولموقروف سميرنوف لعينتين "kolmogorov-Smirnov Two-Sample Test"، وكلاهما يمثِّلان تقدُّماً طبيعياً ومنطقياً للقوة الإحصائية.
- معالجةً موسَّعةً للموضوعات الأساسية، مثل: المعلمات (Parameters)، والتوزيع التكراري التجريبي (Empirical Frequency Distribution).
- أمثلةً عمليةً كثيرةً تُعزِّزُ وتُوسِّعُ نطاق مجموعة الأدوات الإحصائية لدى القارئ.
- جداول القيم الحرجة (Critical Values) والحلول لعدد مختار من التمارين؛ لمساعدة القارئ على فهمها.
- موادَّ إضافيةً تتضمن شجرة القرارات الإلكترونية، لتحديد الاختبار الإحصائي المناسب بصورة أفضل، فيديوهات وغيرها من وسائل التصوير المساعدة التي تحتوي على تعليمات وإرشادات مُفصَّلة حول كيفية إجراء هذه الاختبارات باستخدام برنامج SPSS.

إنَّ كتاب "الإحصاء اللامعلمي: خطوة بخطوة" في طبعته الثانية هو بلا شك كتابٌ جامعيٌّ لا غنى عنه لطلاب المراحل الجامعية النهائية والمبتدئين من طلاب الدراسات العليا المتخصصين في العلوم الطبيعية والاجتماعية والسلوكية والصحية وكذلك التربوية. كما يُعَدُّ الكتاب مرجعاً قَيِّماً للإحصائيين التطبيقيين والممارسين الذين يعملون في هذا الحقل، وللمهنيين والباحثين في العلوم الاجتماعية والسلوكية والصحية الذين يبحثون عن مثل هذه المؤلَّفات التي تستعرض طُرقَ الإحصاء اللامعلمي وتطبيقاتها المختلفة.


9786038276266

تصميم وإخراج وطباعة الإدارة العامة للطباعة والنشر ـ معهد الإدارة العامة ١٤٤١هـ